

排污费征收标准调高、技术进步与企业能源效率*

张平淡 屠西伟

(北京师范大学经济与工商管理学院,北京 100875)



内容提要:稳步改善企业能源效率,对推动企业绿色低碳转型具有基础性作用。本文基于中国工业企业数据与污染排放数据,利用排污费征收标准调高这一准自然实验,检验环境规制强化对企业能源效率的影响及其作用机制。基准分析表明,调高排污费征收标准能够显著提升企业能源效率。机制分析发现,调高排污费征收标准促进了企业资本体现式技术进步,带来了企业资本产出弹性的上升,但没有提高以全要素生产率表征的中性技术进步,没有观察到调高排污费征收标准带来企业专利数量和专利质量的显著提升。异质性分析表明,调高排污费征收标准对于国有企业、清洁行业、低资源禀赋地区的企业能源效率改进作用更强。进一步研究发现,调高排污费征收标准能够压减企业能源消费、协同推进大气污染减排,但对企业水资源利用和水污染减排并未起到显著作用。本文为进一步完善现有生态环境制度体系、强化环境规制和推进企业减污降碳协同增效提供了重要的政策启示。

关键词:排污费 能源效率 技术进步 波特假说

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)02—0023—16

一、引言

与发达国家先经济发展、后污染治理、再强化工碳排放控制完全不同,转向高质量发展阶段,中国既要着力实现生态环境根本好转,又要推动实现碳达峰、碳中和(简称“双碳”)目标。推动实现生态环境多目标治理,要把碳达峰碳中和纳入生态文明建设整体布局和经济社会发展全局,坚持降碳、减污、扩绿、增长协同推进,促进经济社会发展全面绿色转型(孙金龙,2022)^[1]。为此,2022年6月生态环境部等七部门联合印发《减污降碳协同增效实施方案》,要求充分利用现有生态环境制度体系,推进减污降碳协同增效,这就需要发挥和强化环境规制的作用,引导企业资源配置和创新行为,推动企业绿色低碳转型(王嘉鑫和孙梦娜,2021)^[2]。

“双碳”目标下,减污降碳协同增效的关键是改进能源效率。中国主要污染物排放和温室气体排放源于经济发展对化石能源的大规模利用,两者具备同根同源的典型特征,这内在决定了减污、降碳可以同步实现(孙金龙和黄润秋,2021)^[3]。不过,中国正处于转向高质量发展的爬坡提升阶段,能源消费仍会持续攀升一段时期,“富煤、贫油、少气”的基本国情和能源消费结构短期内仍无法从根本上扭转,这决定了推动实现生态环境多目标治理不能“一刀切”,不能忽视环境规制对经济发展的冲击,也不能脱离实际追求能源结构转型和产业结构调整的一蹴而就,而要扎实提升经济效率和能源效率,这就需要充分利用现有生态环境制度体系,发挥环境规制推动企业绿色低碳转型

收稿日期:2022-08-07

* 基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“习近平总书记的绿色发展理念研究”(20JZD002)。

作者简介:张平淡,男,博士生导师,管理学博士,研究领域为环境与战略,电子邮箱:pingdanzhang@bnu.edu.cn;屠西伟,男,博士研究生,研究领域为环境经济与产业经济,电子邮箱:txwbnu@163.com。通讯作者:屠西伟。

的积极作用,促进经济社会发展全面绿色低碳转型。

排污费是非常重要和基础的一类市场激励型环境规制(Zhou 等,2022)^[4],具有时间长、成熟度高、范围广等特点(陈诗一等,2021)^[5],是生态环境制度体系的重要内容,能够对污染物排放、温室气体排放等企业负外部性行为进行调节,可以协调资源环境与经济发展。而且,设计合理、渐进递增的环境税费可以实现减污、经济发展等多重红利(范庆泉等,2016)^[6]。相应地,稳妥有序推进“双碳”工作,充分发挥市场机制的约束激励作用,需要健全和完善以环境税费改革为代表的市场激励型环境规制和绿色低碳转型制度,适时适度调高环境税费征收标准(卢洪友等,2018)^[7]。税收作为政府调节企业生产经营的重要手段,能够改变企业的生产成本、影响企业的资源配置行为,对企业效率具有重要影响(刘忠和李殷,2019)^[8]。环境税费能够把企业污染物排放、温室气体排放的社会边际成本转变为私人边际成本,能够激发企业创新行为,推动能源技术的创新和扩散(张跃胜,2016)^[9],这有利于企业能源效率改进。波特假说认为强化环境规制有助于企业创新和技术进步(Porter 和 Van der Linde,1995)^[10],这种创新补偿效应该能够推动企业效率改进,同样,强化环境规制应该也可以通过技术进步来推动企业能源效率改进。

“双碳”目标被纳入国家中长期发展的重要框架,成为经济社会发展的重要指引(史丹和李鹏,2019)^[11]。“十四五”时期生态文明建设进入以降碳为重点战略方向的关键期,相应地,迫切需要讨论现有生态环境制度体系的降碳效应及其作用机制,从而协同推进企业减污降碳协同增效。遗憾的是,现有研究只关注到环境规制对宏观尺度能源效率的影响,如碳金融市场对城市能源效率(Gu 等,2022)^[12],排污费征收(Wang 等,2022)^[13]、废气废水治理设施运行成本(Wu 和 Lin,2022)^[14]对省份能源效率的影响。新近一些研究考察了环境规制强度对企业能源效率的影响(林伯强等,2021)^[15],鲜有文献涉及环境规制对微观企业能源效率的政策效应考察。考虑到宏观加总数据往往扭曲变量之间真实的因果效应(苏丹妮和盛斌,2021)^[16],因此有必要讨论环境规制对企业能源效率的影响及其作用机制。鉴于此,本文以2007年开始的排污费征收标准提高作为准自然实验,基于2004—2011年中国工业企业数据,考察调高排污费征收标准对企业能源效率的真实影响及作用机制,以便揭示现有生态环境制度体系的降碳效应。

相比以往研究,本文的可能贡献体现在:第一,下沉研究层次,与现有研究关注宏观尺度能源效率有所不同(Gu 等,2022^[12];Wang 等,2022^[13];Wu 和 Lin,2022^[14]),本文实证检验排污费征收标准调高对微观企业能源效率的影响及其异质性,丰富了本领域的相关研究。第二,深入剖析技术进步的机制作用。现有研究大多关注基于专利数量、全要素生产率表征的中性技术进步(于亚卓等,2021)^[17],对更为本质的企业创新质量鲜有涉及,还忽略了资本体现式技术进步的积极作用。相比于现有研究,本文从中性技术进步和资本体现式技术进步这两类技术进步角度,深入剖析排污费征收标准调高对企业能源效率影响的机制作用,并探寻企业技术进步的微观特征。第三,进一步拓展分析了调高排污费征收标准对企业大气污染、水污染排放的影响,考察了调高排污费征收标准的减污协同效应。现有研究多集中于对所规制类型污染物排放的影响(涂正革和谌仁俊,2015)^[18],对环境规制的减污协同效应关注不多。事实上,规制某种污染物排放的环境规制对非规制污染物排放也可能会产生间接影响(Akey 和 Appel,2021)^[19],本文的拓展研究丰富了对现有生态环境制度体系的减污协同效应研究。

二、制度背景与机理分析

1. 制度背景

排污收费制度对企业污染排放造成环境外部损失征收费用,将污染排放单位成本内部化,有效推动了企业节能减排,是中国最主要的市场激励型环境规制政策工具。1979年《中华人民共和国环境保护法(试行)》就确立了排污费征收制度,2003年颁布《排污费征收标准管理办法》和《排

污费征收使用管理条例》，依据污染物排放种类、数量进行征收，只是征收标准低。国家“十一五”规划将单位 GDP 能耗降低 20% 左右、主要污染物总量减排 10% 左右纳入约束性指标，之后 2007 年国务院《节能减排综合性工作方案》提出“按照补偿治理成本原则，提高排污单位排污费征收标准”，要求之一是分三年将二氧化硫排污费征收标准提高 1 倍，即 1.26 元/千克。具体落实上，2007 年 7 月 1 日江苏率先进行调整，其后三年间共 11 个省市也进行了相应调整^①。此次二氧化硫排污费征收标准调高覆盖范围广、提高幅度较大，是贯彻国家“十一五”规划、落实总量减排的典型环境规制强化和政策冲击实验（卢洪友等，2018^[7]；陈诗一等，2021^[5]；Wang 等，2022^[13]），此后，一些省份还进一步调高了排污费征收标准^②。2018 年《中华人民共和国环境保护税法》正式施行后，基于“税负不变”原则将排污费平移改为环保税，征收标准相同，这样，排污费和环保税在内容上具有连贯性和一致性。本文将 2007 年开始的二氧化硫排污费征收标准提高作为准自然实验，分析环境规制强化对企业能源效率的影响及其作用机制，还进一步拓展分析了调高排污费征收标准的减污作用。

2. 环境规制对能源效率的影响

“双碳”目标下讨论环境规制对企业能源效率的影响，对于企业绿色低碳转型、减污降碳协同增效、经济高质量发展具有重要启示。环境规制的主要对象是企业，强化环境规制会对企业生产、创新行为产生影响，应该能够推动企业绿色低碳转型。理性企业会通过效率提升来弥补遵循环境规制所带来的合规成本，甚至致力于创新而实现竞争力提升，这种创新补偿也有利于企业经济效率提升（Porter 和 Van der Linde, 1995）^[10]。相应地，从企业经济效率入手能从根本上识别环境规制的微观效应（徐彦坤和祁毓，2017）^[20]，还能揭示环境规制推动企业绿色低碳转型的机理。

能源效率能够反映经济效率的改进。随着对温室气体排放、环境质量改善、高质量发展和“双碳”目标的关注，环境规制对能源效率影响的实证研究开始丰富起来，但实证结果并没有取得一致，既有强化环境规制改进能源效率的观点，也有与之相悖的结论。强化环境规制对能源效率的积极影响得到中国地区（Gu 等，2022）^[12]、印度水泥行业（Mandal, 2010）^[21]宏观尺度层面的一些经验研究支持，个别研究基于美国微观企业讨论了两类环境规制强化（命令 - 控制型和市场激励型）对企业能源效率的影响（Curtis 和 Lee, 2019）^[22]，支持理由主要是波特假说的创新补偿效应。不过，Wang 等（2022）^[13]认为市场型环境规制强化（即排污费征收）抑制了中国省份能源效率的提升。陈德敏和张瑞（2012）^[23]则认为环境规制强化对省份能源效率的抑制作用主要体现在中国东部地区。这些研究大多认可环境规制所产生的合规成本，认为强化环境规制拉升了企业污染治理成本，挤占了企业生产投资（Jaffe 和 Palmer, 1997）^[24]，进而抑制了企业能源效率改进。新近基于中国企业微观数据的政策效应检验认为环境规制的政策冲击（低碳城市试点政策）能够压减煤炭消费和煤炭强度（Zhou 等，2022）^[4]。还有研究以城市各污染物综合处理率表征环境规制强度，认为强化环境规制能够促进企业能源效率的改进（林伯强等，2021）^[15]。不难发现，关于环境规制对能源效率的影响多集中在宏观层面，而宏观加总数据往往扭曲了变量之间真实的因果效应（苏丹妮和盛斌，2021）^[16]，更为精细的研究应该下沉研究层次，关注环境规制对微观企业能源效率的影响。

3. 环境规制对能源效率影响的机理分析

技术进步是经济发展的源泉，能够带来企业效率的提升。技术进步可以分为中性技术进步和资本体现式技术进步（沈小波和林伯强，2017）^[25]。中性技术进步并不增加各类生产要素的投入，

^① 限于篇幅，排污费征收标准调高的具体调整时间未汇报在正文中，调整时间备索。

^② 2014 年上海市出台《关于调整本市排污费征收标准等有关问题的通知》，将二氧化硫排污费由 1.26 元/千克提高至 2015 年 4 元/千克；2013 年北京市出台《关于二氧化硫等四种污染物排污收费标准有关问题的通知》，将二氧化硫排污费调整至 2014 年 10 元/千克；2014 年天津市出台《关于调整二氧化硫等 4 种污染物排污费征收标准的通知》，将二氧化硫排污费调整为 6.30 元/千克。

只是同比例提高各要素的产出效率,实现企业效率改进,这能够带动能源效率提升(Li 和 Lin,2018)^[26]。现有研究也证实技术创新(Liang 等,2022)^[27]、全要素生产率表征的中性技术进步(Hasanbeigi 等,2014)^[28]对能源效率具有积极影响。资本体现式技术进步则是通过改变各要素边际产出比例,引起要素替代效应的变化,如资本、劳动与能源要素之间的替代,也能够起到节约能源要素的效果,进而提高能源效率(Li 和 Lin,2018)^[26]。中性技术进步、资本体现式技术进步对能源效率的改进作用得到大量研究的证实(Li 和 Lin,2018)^[26],两类企业技术进步都是企业的可行选择,都可归入波特假说的范畴。综上所述,强化环境规制对微观企业能源效率的影响,在一定程度上取决于能否有效推动企业中性技术进步和资本体现式技术进步。

(1) 环境规制与企业中性技术进步。能源效率是生产技术水平的外在表现,能源效率改进是技术创新的结果(Birol 和 Keppler,2000)^[29]。静态观点认为遵循环境规制会产生合规成本,会带来企业生产性投资的挤出和扭曲,降低企业生产率和竞争力(Rubashkina 等,2015)^[30]。Porter 和 Van der Linde(1995)^[10]从动态视角提出波特假说,认为环境保护和企业竞争力提升并不违和,合理合宜的环境规制能够激励企业创新,促使企业增加研发创新投入,增强企业竞争力。波特假说中的创新内容十分广泛(张彩云和吕越,2018)^[31],传统研究多以专利数量表征企业创新或中性技术进步,结合中国特定现实背景,现有研究认为中国企业创新往往存在数量上的激增,在质量上却未跟进,甚至存在以外观设计专利注水等策略性创新行为,致使技术创新整体实力落后(陈强远等,2020)^[32],难以观察到中性技术进步。因此,需要对以专利质量衡量的创新展开检验,本文提出如下假设:

H_1 : 强化环境规制未必能够显著改善企业创新质量,也就无法通过中性技术进步改进企业能源效率。

(2) 环境规制与企业资本体现式技术进步。长期以来,中国技术进步具有明显的资本嵌入式特征,这种技术进步存在路径依赖特征(Acemoglu,2002)^[33],表现为在面临环境规制冲击时仍然可能以更新设备方式实现技术升级和改造。基于中国微观企业数据的多数研究发现,企业面临环境规制时通常选择更为渐进的技术改造路径,而不是选择研发创新,也就是选择资本体现式技术进步,例如,通过采购新的生产设备等来达到清洁生产标准(万攀兵等,2021)^[34]。命令控制型环境规制往往倒逼企业采购或升级污染治理设施,满足达标排放标准,这往往只能帮助企业完成减排目标,但无法优化企业生产过程和推动生产方式升级,甚至还会挤占企业生产性资源投入,不利于企业绩效的提升。也就是说,命令控制型环境规制可能只有环境效益而无经济效益(韩超和胡浩然,2015)^[35]。市场激励型环境规制,如征收排污费或环境税,是受规制企业的持续性支出,能更有效地将污染物排放、温室气体排放导致的社会成本转化为企业的私人成本,并促使企业寻求更根本的解决方案,即通过更新生产设备,提高资本的产出弹性,实现企业资本体现式技术进步,这能够改善企业的能源效率。因此,本文提出如下假设:

H_2 : 强化环境规制能够促进企业资本体现式技术进步,有利于改进企业能源效率。

三、研究设计

1. 样本选择与数据处理

本文基础数据库包括中国工业企业数据库、中国工业企业污染排放数据库与中国工业企业专利数据库,数据来源为中国微观经济数据查询系统。宏观层面的数据来源于国泰安数据库(CSMAR)。基于微观企业能源效率的数据可获得性,参照林伯强等(2021)^[15]对企业能源效率的研究,将样本期间初步限定在2003—2011年^①。为排除2003年排污费转为总量收费的政策干扰,

^① 由于2011后年缺乏煤炭消费数据,故样本期间只能提前。

根据现有研究将样本初始点设定在 2004 年,最终将样本期间限定在 2004—2011 年。

基于已有研究对中国工业企业数据库进行清洗^①。需要说明的是,2010 年工业企业数据既缺失工业增加值,也缺失总产值和中间投入数据,直接影响本文关注的核心指标即企业能源效率,相关研究也表明该年统计数据质量较差,样本统计质量难以保证,故将其剔除。因此,基准回归中涉及的数据年份包括 2004—2009 年、2011 年。此外,机制分析涉及全要素生产率(TFP)的测算,借鉴朱沛华和陈林(2020)^[36]的研究将 2008—2010 年样本剔除,以确保样本质量^②。对于企业能源消费量的测算,借鉴万攀兵等(2021)^[34]的研究,将煤炭、燃料油和天然气消耗量折算成标准煤进行加总^③。

2. 模型与变量定义

由于 2007 年开始的排污费征收标准调整是分批次实施的,参考 Beck 等(2010)^[37] 研究设计,采用渐进双重差分方法,模型设定如下:

$$EP_{ijcpt} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{pt} + \beta Control_{ijcpt} + a_c + \lambda_{ji} + \varepsilon_{ijcpt} \quad (1)$$

其中, i, j, c, p 和 t 分别代表企业、行业、城市、省份和年份, EP_{ijcpt} 为被解释变量, 代表企业能源效率, 以企业单位能耗工业总产值的对数值表示(Li 和 Lin, 2018^[26]; 林伯强等, 2021^[15])。 did_{pt} 为双重差分估计量, 如果省份 p 在 t 年调整了排污费征收标准, 那么省份 p 在 t 年及之后的年份中 $did_{pt} = 1$, 否则为 0。 a_c 为城市固定效应, λ_{ji} 为四位数行业交互年份的固定效应, ε_{ijcpt} 为随机误差项。 $Control$ 为控制变量组, 其中, 企业层面的控制变量包括: 企业年龄(Age)以及年龄的平方项(Age2)、企业规模(Size, 企业总资产对数值)、企业出口变量(Export)、企业所有制性质(State)。由于本文政策发生在省份层面上, 有必要控制同时影响政策实施和企业能源效率的省份变量, 以增强政策实施的外生性。相应地, 省份层面控制变量包括: 人均地区生产总值(RGDP, 单位: 万元)、第二产业占 GDP 比重(IND, 单位: %)、人均财政支出(RFIS, 单位: 千元)、人均外商投资(FDI, 单位: 百美元)和人均邮电业务总量(Mail, 单位: 万元)。考虑到估计结果的稳健性以及估计结果的精度, 还加入城市层面的控制变量, 包括: 人均财政支出(rfis, 单位: 百元)、二产占比(ind, 单位: %)等控制变量, 人口数均采用年末总人口。

3. 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。可以看到, 企业能源效率 EP 的均值为 4.0080, 最大值和最小值分别为 17.2897 和 0, 标准差为 1.9747, 表明不同企业能源效率水平存在较大差异。企业年龄、国有性质和出口性质等变量取值范围在合理范围之内。省份层面地区产业结构均值为 50.79%, 最大值和最小值分别为 61.50%、23.10%, 标准差为 5.4951%, 表明各地区第二产业占比差异较大, 各地工业化水平不同, 这对于企业能源效率的改进可能存在重要影响。省份经济发展水平(RGDP)、外商投资(FDI)、城市人均财政支出水平(rfis)等控制变量的统计值与现有研究基本相同, 不再赘述。

^① 剔除销售额、职工人数、总资产或固定资产缺失、职工人数少于 8 人、总资产小于流动资产、总资产小于固定资产、累计折旧小于当期折旧、销售额低于 500 万元等异常数据;剔除西藏自治区的观测值数据。

^② 资本变量处理: 将资本账面价值转为实际资本存量, 其本质在于对于固定资产的名义值进行消胀, 困难在于固定资产购买来自不同年份, 而数据库只给了固定资产原值数据, 固定资产购买年份缺失。对于面板数据中第一期之后的样本, 处理起来相对容易, 只需将本期固定资产原值减去上期固定资产原值, 然后利用固定资产投资价格指数进行消胀即可。然而, 对于面板中第一次出现的样本处理起来十分复杂, 将 1993 年之前设立的企业假定为 1993 年开始投资, 并假设其投资增速与所在行业投资增速相同进行推算。平减指数构建: 产出平减指数采用国民经济分行业产出价格指数进行计算, 投入平减指数则根据投入产出表(10)进行计算。本文企业工业总产值、增加值均经过平减。

^③ 能源折算系数来源于《中国能源统计年鉴》。

表 1

描述性统计①

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>EP</i>	144523	4. 0080	1. 9747	0	17. 2897
<i>Age</i>	144523	14. 7904	13. 0063	1	98
<i>Age2</i>	144523	387. 9196	739. 3185	1	9604
<i>Size</i>	144523	10. 9994	1. 6368	0	19. 2227
<i>State</i>	144523	0. 1593	0. 3660	0	1
<i>Export</i>	144523	0. 3339	0. 4716	0	1
<i>RGDP</i>	144523	2. 8453	1. 6008	0. 4215	8. 5213
<i>FDI</i>	144523	23. 9478	27. 3590	0. 5722	160. 7495
<i>IND</i>	144523	50. 7931	5. 4951	23. 1000	61. 5000
<i>Mail</i>	144523	0. 1614	0. 0990	0. 0336	0. 5530
<i>RFIS</i>	144523	3. 8445	2. 5775	0. 9056	17. 0278
<i>ind</i>	144523	50. 7840	9. 3277	15. 6989	89. 6000
<i>rfis</i>	144523	41. 3473	47. 3673	3. 4451	593. 7141

四、实证结果分析

1. 基准回归结果分析

表 2 列示了排污费征收标准调高(*did*)对企业能源效率(*EP*)影响的具体结果。其中,第(1)列仅控制企业层面的控制变量以及城市、年份的固定效应,第(2)列继续加入省份和城市层面的控制变量。前两列估计结果显示,排污费征收标准调高(*did*)对企业能源效率(*EP*)具有显著的促进作用,且系数估计结果高度一致。考虑到行业层面一些不可观测因素会干扰政策实施,例如行业水平上同类性质的其他环境规制,这类政策遗漏可能会引发向上偏误,进而高估排污费征收标准调高的真实影响。于是,本文进一步通过四位数行业交互年份的固定效应进行控制,估计结果见第(3)列,可以看到,排污费征收标准调高(*did*)的估计系数有所下降。以上估计结果表明,相对于未调高排污费征收标准的省份,实施排污费征收标准调高(*did*)省份的企业能源效率平均提升了 8.56% (以第(3)列为基准),具有显著的经济和政策意义。类似政策效应实证也表明环境规制(低碳城市试点政策)能够显著压减企业的煤炭消费和煤炭消费强度(Zhou 等,2022)^[4]。

表 2

基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>EP</i>	<i>EP</i>	<i>EP</i>
<i>did</i>	0. 1265 *** (0. 0475)	0. 1571 *** (0. 0491)	0. 0856 *** (0. 0313)
企业控制变量	控制	控制	控制
省份控制变量		控制	控制
城市控制变量		控制	控制
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	否
行业 × 年份固定效应	否	否	是
样本量	144523	144523	144523
R ²	0. 2093	0. 2105	0. 5453

注:括号内为城市层面的聚类标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,下同

基准回归结果表明调高排污费征收标准有利于企业能源效率改进,如果这种改进是通过企业技术进步而实现,则能很好地实现环境与发展的双赢。现有研究发现,排污费征收标准提高在总体

① 基于中国工业企业数据库与污染排放数据库得出的描述性统计结果。

上抑制了企业创新(牛美晨和刘晔,2021)^[38],还有研究发现推行清洁生产标准也没有带来企业创新(龙小宁和万威,2017)^[39]。也就是说,强化环境规制可能无法带来企业中性技术进步,难以改进企业能源效率。不过,面临环境规制的政策冲击时,企业还可以选择渐进的技术改造路径来满足规制要求,这能够提高资源能源利用效率,有利于改善能源消费结构。事实上,这种渐进路径是资本对能源的替代,提高了企业资本的产出弹性,通过资本体现式技术进步实现企业能源效率的改进。相对于本文的特定研究背景而言,是资本体现式技术进步还是中性技术进步,还需要进一步细致检验和详细论证。

2. 稳健性检验

(1) 平行趋势检验。采用事件研究法进行事前检验,模型如下:

$$EP_{ijcpt} = \alpha_0 + \sum_{k=-6}^4 \tau_k did_{pt}^k + \beta Control_{ijcpt} + \theta_c + \lambda_{jt} + \varepsilon_{ijcpt} \quad (2)$$

其中, did_{pt}^k 表示 $k = -7, -6, -5, -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4$ (负号表示政策发生前) 时的虚拟变量。参考龙小宁和万威(2017)^[39]的研究,在此选择 $k = -7$ 作为基准组。

图 1 列示了该政策的动态效应(置信区间在 95% 的水平上)。结果显示,在政策实施前的各期效果均不显著,平行趋势假设得以满足。在政策实施后的第 2 期($k = 2$),政策效应显著且呈现上升态势。可以认为,由于市场体系的健全性和经济主体反应的时滞性,政策效果存在一定的滞后性。

(2) 安慰剂检验。为进一步排除其他不可观测因素对政策的影响,确保本文结论是调高排污费征收标准所引致,需要进行安慰剂检验。由于样本期内有 11 个省份接受处理,故本文先随机化选择 11 个省作为处理组,其余地区作为控制组。具体来说,如果某省份被随机化选择作为处理组,根据随机化处理时间 $time$,将大于等于该处理时点的 did 设定为 1,否则为 0。将新的 did 变量带入式(1)进行回归,重复 500 次,得到 500 个 did 的系数估计值,变量 did 的系数均值为 -0.0017,远低于本文 did 估计系数 0.0856。安慰剂检验结果表明,排污费征收标准调高对企业能源效率的影响与其他不可观测因素的影响不存在显著联系,如图 2 所示。

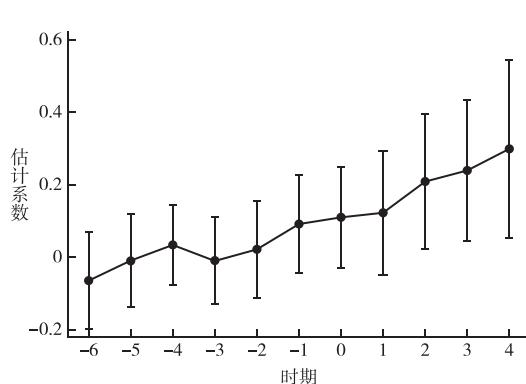


图 1 平行趋势推论检验

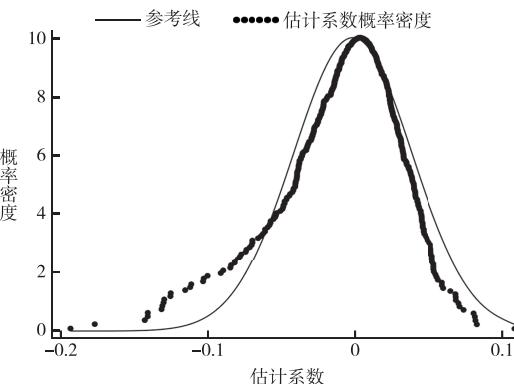


图 2 安慰剂检验

(3) 调整固定效应和标准误。虽然本文政策发生在省份层面,基准回归结果已经在城市层面进行固定效应控制,但出于结果稳健性考虑,本文继续将固定效应进行调整。表 3 第(1)列将城市的固定效应调整到企业层面,回归结果表明系数估计大小和显著性与基准结果一致。为避免聚类层次不同导致聚类偏差问题,还将聚类层级调整到省份交互二位数行业层面(第(2)列)、省份交互四位数行业层面(见第(3)列)、城市交互二位数行业层面(见第(4)列)、城市交互四位数行业层面(见第(5)列),回归结果表明基准结论稳健。

表 3

稳健性检验 I

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	EP	EP	EP	EP	EP
did	0.0577 ** (0.0275)	0.0856 *** (0.0211)	0.0856 *** (0.0196)	0.0856 *** (0.0195)	0.0856 *** (0.0186)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	是	否	否	否	否
城市固定效应	否	是	是	是	是
行业×年份 固定效应	是	是	是	是	是
聚类层次	企业	省份×二位数行业	省份×四位数行业	城市×二位数行业	城市×四位数行业
样本量	123614	144523	144523	144523	144523
R ²	0.9022	0.5453	0.5453	0.5453	0.5453

注:第(1)列由于企业固定效应的控制,导致样本中存续一期的企业(约20909家)不进入回归样本中,造成样本损失

(4)考虑同期干扰政策。①2009年财政部等四部委在城市层面推广新能源汽车试点工作^①,通过生成该干扰政策变量 did_1 以控制其影响,结果见表4第(1)列;②2003年国家生态环境保护部门(原国家环境保护总局)针对石油炼制业等三个行业首次公布和实施了清洁生产标准,并于2006—2010年逐步拓展到其他行业,该政策对企业全要素生产率具有显著影响(于亚卓等,2021)^[17],因此有必要加以控制,由于本文基准控制中已经加入行业交互年份的固定效应,行业层面的政策效应已经被吸收;③2007年国家启动了SO₂排污权交易试点政策^②,通过生成该政策变量 did_2 并加以控制,回归结果见第(2)列;④2010年国家设立首批低碳试点地区^③,同样生成新的政策变量 did_3 并加以控制,结果见第(3)列;⑤2008年北京举办奥运会这一事件可能对企业生产行为产生持续冲击,因此有必要生产该干扰事件变量 did_4 并加以控制,结果见第(4)列。以上结果表明,在加入新的干扰政策后,排污费征收标准调高对企业能源效率的影响依然在1%水平上显著,系数大小与基准结果保持一致。

表 4

稳健性检验 II

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	EP	EP	EP	EP
did	0.0859 ***(0.0311)	0.0860 ***(0.0314)	0.0919 ***(0.0308)	0.0857 ***(0.0313)
did ₁	-0.0141(0.0453)			
did ₂		0.0114(0.0287)		
did ₃			-0.0421(0.0561)	
did ₄				-0.0455(0.0582)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是
样本量	144523	144523	144523	144523
R ²	0.5453	0.5453	0.5453	0.5453

① 2009年发布《关于开展节能与新能源汽车示范推广试点工作的通知》,在北京、上海、重庆、长春、大连、杭州、济南、武汉、深圳、合肥、长沙、昆明、南昌13个城市展开节能与新能源汽车示范推广试点工作,2010又拓展到天津、海口、郑州、厦门、苏州、唐山、广州等地。

② 国务院印发《节能减排综合性工作方案》,先后批复了江苏、天津、浙江、河北、山西、重庆、湖北、陕西、内蒙古、湖南、河南11个SO₂排污权交易试点省份。

③ 国务院颁布《国家发展改革委关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》,试点地区含广东、辽宁、湖北、陕西、云南五个省和天津、重庆、深圳、厦门、杭州、南昌、贵阳、保定八个城市。

(5) 处理效应异质性问题。现有文献研究表明,多时点 DID 估计系数识别的并不是受处理个体的平均处理效应,而是组别一时间处理效应的加权平均。当存在异质性处理效应时,估计系数有偏(Callaway 和 Sant'Anna,2021)^[40]。遵循 Callaway 和 Sant'Anna(2021)^[40]的识别方法,计算出排污费征收标准调高政策的加权平均处理效应为 0.2067,在克服异质性处理效应问题后,系数估计仍然在 1% 的水平上高度显著,系数估计值有所上升。这一结果表明,传统双向固定效应的分析方法可能低估了真实因果效应,不过并不影响本文的基准结论。也就是说,基于双向固定效应的模型设定所得结论依然有效。

(6) 基于城市层面数据延长样本年限、替换能源效率测度方法。由于中国工业企业数据无法有效拓展到最新年份,导致基准结论的外部性有效性不足。为尽力克服和解决这个问题,本文将数据样本限定在城市层级,将样本年份拓展到 2004—2019 年。2011 年后相继又有其他地区陆续调整排污费征收标准,因此,本文将样本期内所有调整排污费征收标准的地区均考虑在内。同时,考虑到单要素能源效率的不足,选择数据包络分析(DEA)方法估计非径向方向性距离函数值,进一步计算得到城市全要素能源效率(Zhou 等,2012)^[41]。表 5 第(1)列控制城市、年份的固定效应,第(2)列继续加入控制变量,此外,为避免聚类偏差,第(3)列将异方差稳健标准误改为聚类在省份交互年份层面上的聚类稳健标准误。回归结果显示,系数估计大小基本一致,至少在 5% 的水平下表明排污费征收标准调高显著提高了城市能源效率。

表 5 排污费征收标准调高对城市能源效率的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	EE	EE	EE
did	0.0391 *** (0.0138)	0.0298 ** (0.0142)	0.0298 ** (0.0139)
控制变量		控制	控制
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	4522	4522	4522
R ²	0.4904	0.4921	0.4921

五、机制分析

强化环境规制可以通过技术进步推动企业能源效率的改进,而这种技术进步主要是资本体现式技术进步,还是中性技术进步,需要进一步的细致检验。

1. 中性技术进步

现有研究常采用全要素生产率、专利数量(Liang 等,2020)^[27]等作为中性技术进步的度量指标。结合中国专利创新的特定现实背景,现有研究认为中国企业创新往往存在数量上的激增,在质量上却未跟进(陈强远等,2020)^[32]。为此,本文以全要素生产率(TFP)作为中性技术进步的测度,采用 OP 法测算全要素生产率(TFP),并以 ACF 方法作为稳健性检验,还进一步从专利数量和专利质量予以说明。

表 6 第(1)、(2)列结果表明,调高排污费征收标准并未显著改善企业全要素生产率(TFP),与现有相关研究保持一致(徐彦坤和祁毓,2017)^[20]。可能原因是本轮次调高排污费征收标准,仍远低于实际污染治理成本,环境规制力度还不够,也就不能有效诱致企业创新,无法实质性促进企业技术进步(唐未兵等,2014)^[42]。

专利数量选取企业专利申请量予以测度,基于中国工业企业数据与专利数据进行匹配,回归结果见表 6 第(3)列。回归结果显示,调高排污费征收标准对企业专利申请量无显著的促进作用,与现有研究保持一致(龙小宁和万威,2017^[39];张彩云和吕越,2018^[31])。此外,刘金科和肖翊阳(2022)^[43]的研究同样表明,征收环境税改革并未显著推动企业创新,认为强化环境规制提高了企

业合规成本,引致挤出效应;牛美晨和刘晔(2021)^[38]也发现调高排污费征收标准在一定程度上对企业的研发投入产生了挤出效应。

专利质量通过知识宽度予以测算,本质是基于专利所含知识复杂性和广泛性来反映专利质量。一种是借鉴张杰和郑文平(2018)^[44]的测算方法:

$$PQ = 1 - \sum \alpha^2 \quad (3)$$

其中, α 为专利分类号中各大组^①分类所占比重, PQ 越大,各大组层面的专利分类号之间的差异越大,表明专利质量越高。进一步,将专利层面的知识宽度信息加总至企业层面,加总方法采用均值法(PQ_1)和中位数法(PQ_2)。

另一种是借鉴李宏等(2021)^[45]测算方法,在大组层面上定义企业专利知识宽度:

$$PQ_3 = 1 - \sum \left(\frac{Z_{imt}}{Z_{it}} \right)^2 \quad (4)$$

其中, Z_{imt} 为企业*i*截至*t*年在*m*大组下发明与实用型申请专利数目, Z_{it} 为企业*i*截至*t*年在全部大组下的专利申请数目。 PQ_3 越大,说明企业专利知识宽度越大,专利质量越高。

将专利质量对政策变量进行回归,结果见表6第(4)、(5)和第(6)列。这三列回归结果显示,排污费征收标准调高对企业专利质量并无显著的改善作用。

表6 排污费征收标准调高对企业技术进步的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP	TFP_ACF	AP	PQ_1	PQ_2	PQ_3	<i>ek</i>	<i>KE</i>
<i>did</i>	-0.0371 (0.0239)	-0.0336 (0.0238)	-0.6965 (0.6014)	-0.0034 (0.0036)	-0.0042 (0.0035)	-0.0044 (0.0068)	0.0064 ** (0.0028)	0.0290 *** (0.0087)
控制变量	控制	控制						
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业×年份 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	103934	103650	94709	99031	99031	99031	104731	104731
R ²	0.4005	0.4144	0.1064	0.1459	0.1481	0.3063	0.7078	0.2292

注:相对于基准回归中使用的数据,TFP、资本变量、工业增加值在2008年和2009年缺失,故而以TFP、*ek*和*KE*为被解释变量的回归中样本数据量下降;而对于创新数据、专利质量数据是由于成功匹配专利数据的企业数量减少,故而相对于基准回归的样本量下降。

可以看到,无论是以全要素生产率,还是以专利数量和专利质量来表征中性技术进步,排污费征收标准调高都没有带来企业中性技术进步的提升,假设H₁得到验证。

2. 资本体现式技术进步

企业通过引进、更新生产设备实现技术改造和升级,是中国制造业技术进步的重要路径(史丹和李鹏,2019)^[11],即技术进步具有明显的资本嵌入式特征(林毅夫和任若恩,2007)^[46]。资本体现式技术进步是要素体现式技术进步中的一种,通过改变要素质量而提高经济产出,因而可以通过资本质量的变化捕捉内嵌于机器设备中的技术进步变化。资本产出弹性是内嵌于要素中技术创新的直接体现,直接反映资本质量的变化(张平淡和屠西伟,2022)^[47],故而本文将资本产出弹性作为资本体现式技术进步的代理变量,进一步分析排污费征收标准调高对企业资本体现式技术进步的影响。

^① 使用中国国家知识产权局企业专利文件中IPC分类号的数量信息,依据不同专利其分类号格式有所不同,在发明专利和实用新型专利中,IPC专利分类号格式一般采取“部一大类一小类一大组一小组”的格式。具体处理方法,参见张杰和郑文平(2018)^[44]。

基于随机前沿模型(SFA)分行业估计企业资本产出弹性,函数形式如下(张平淡和屠西伟,2022)^[47]:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & b_0 + b_t t + \frac{1}{2} b_u t^2 + b_K \ln K_{it} + b_L \ln L_{it} + b_E \ln E_{it} + b_{KL} \ln K_{it} \ln L_{it} \\ & + b_{KE} \ln K_{it} \ln E_{it} + b_{LE} \ln L_{it} \ln E + b_{tK} t \ln K_{it} + b_{tL} t \ln L_{it} + b_{tE} t \ln E_{it} \\ & + \frac{1}{2} b_{KK} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} b_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} b_{EE} (\ln E_{it})^2 + \nu_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

资本产出弹性为:

$$ek_{it} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln K_{it}} = b_K + b_{KL} \ln L_{it} + b_{KE} \ln E_{it} + b_{KK} \ln K_{it} + tb_{tK} \quad (6)$$

其中, $\ln K$ 、 $\ln L$ 、 $\ln E$ 分别表示资本、劳动和能源的对数值, t 表示时间趋势项。

表 6 第(7)列列示了调高排污费标准对企业资本产出弹性的影响,结果表明调高排污费标准显著促进了企业资本体现式技术进步。为进一步验证资本体现式技术进步的存在,本文参考张平淡和屠西伟(2022)^[47]的研究,以资本能源比度量资本技术相对于能源技术的偏向,结果见表 6 第(8)列,回归结果显示,该政策的实施显著促进资本对能源的替代。类似地,Li 和 Lin(2018)^[26]也肯定了资本体现式技术进步对能源生产率的贡献。可以看到,排污费征收标准调高带来了企业资本产出弹性的提升,加剧了资本对能源的替代,促进了企业资本体现式技术进步,进而改进企业能源效率,即假设 H₂ 得到验证。

综合来看,排污费征收标准提升并没有带来中性技术进步,可以观察到专利数量和质量并没有显著提升。不过,调高排污费征收标准带来了显著的资本体现式技术进步,可以观察到企业资本产出弹性提升,可以认为,样本期调高排污费征收标准促进了企业能源效率改进,路径选择是资本体现式技术进步。

六、异质性分析

1. 基于企业性质的异质性分析

现有研究认为国有企业具有显著的制度优势,因此,排污费征收标准调高可能对不同所有制企业的能源效率产生异质性影响。表 7 第(1)、(2)列列示了排污费征收标准调高对不同所有制类型企业能源效率的异质性影响,结果表明,排污费征收标准调高对于国有企业能源效率的改善作用更大,二者具有显著性差异(组间系数差异检验结果表明)^①。可能的原因是:一方面,国有企业承担更大的减排压力和更大的节能任务,更加专注于煤炭节约(Zhou 等,2022)^[4];另一方面,国有企业具有更大的资产规模、融资约束较低,因而在生产设备或者治污设备投资上具有更大的优势,同时国有企业在自主研发投资上具有更强的抵御风险的能力,更具备创新条件。因此,环境规制对国有企业的激励作用更强,更能激发国有企业提高能源效率的动力。

2. 基于行业性质的异质性分析

不同行业的污染密集度存在较大差异,企业能源效率可能也存在差异。依据《国务院关于开展第一次全国污染源普查的通知》(国发[2006]36号),将制造业中 12 个行业划分为污染行业,17 个行业划分为清洁行业^②,讨论基于行业性质的异质性影响。表 6 第(3)、(4)列结果显示,调高排污费标准

^① 组间系数差异为 0.084, p 值为 0.0000, 结果备索。

^② 12 个行业为污染行业:农副食品加工业(13),食品制造业(14),饮料制造业(15),纺织业(17),皮革毛皮羽毛(绒)及其制品业(19),造纸及纸制品业(22),石油加工、炼焦及核燃料加工业(25),化学原料及化学制品制造业(26),化学纤维制造业(28),非金属矿物制品业(31),黑色金属冶炼及压延加工业(32),有色金属冶炼及压延加工业(33)。17 个清洁行业:烟草制品业(16),纺织服装、鞋、帽制造业(18),木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业(20),家具制造业(21),印刷和记录媒介复制业(23),文教体育用品制造业(24),医药制造业(27),橡胶制品业(29),塑料制品业(30),金属制品业(34),通用设备制造业(35),专用设备制造业(36),交通运输设备制造业(37),电气机械和器材制造业(39),通信设备、计算机及其他电子设备制造业(40),仪器仪表及文化、办公用机械制造业(41),工艺品及其他制造业(42)。

显著提升了清洁行业的企业能源效率,对污染行业的企业能源效率影响却不显著。可能是污染行业的企业面临合规压力更大,需要在短期内达到环境规制要求,强化末端治理、降低污染排放是更为合适的选择(刘金科和肖溯阳,2022)^[43]。然而,末端治理是可以达成环境规制目标,却无法对企业生产环节施加影响,甚至还会挤占生产资源和创新投入,对企业绿色创新形成挤出,不利于企业能源效率的提升。相比之下,清洁行业的合规压力较小,原本用于生产和研发创新的资源投入并不会受到显著影响。

表 7 排污费征收标准调高对企业能源效率的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国企	国企	污染行业	清洁行业	低禀赋	高禀赋
did	0.0839 *** (0.0303)	0.1679 ** (0.0812)	0.0842 (0.0547)	0.0799 *** (0.0307)	0.1242 *** (0.0470)	-0.0048 (0.0387)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
行业×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	121376	22516	32392	112125	79917	64096
R ²	0.5548	0.576	0.4252	0.5181	0.5412	0.5756

3. 基于资源禀赋的异质性分析

自然资源丰富也可能是区域经济发展的阻碍,有研究认为资源禀赋丰富地区的企业能源效率或许存在资源诅咒效应(Wang 等,2022)^[13]。那么,对于资源丰裕地区的企业而言,调高排污费标准对企业能源效率能否起到改善作用,也需要进一步探讨。

根据现有研究(林伯强等,2021)^[15],对中国不同地区资源禀赋进行划分^①,回归结果见表 7 第(5)、(6)列。回归结果显示,在低资源禀赋地区,调高排污费标准显著提升了企业能源效率,而在高资源禀赋地区,排污费征收标准调高对企业能源效率的作用不显著。也就是说,排污费征收标准调高对资源禀赋不同地区的企业能源效率影响呈现显著差异。高资源禀赋地区大多发展的是资源型产业,污染排放大,相应地,强化环境规制所带来的合规成本高。依靠生产技术创新和绿色技术创新来实现减污需要一定时间,企业往往会选择末端治理来减少污染排放,避免对地区经济发展形成冲击(李虹和邹庆,2018)^[48],这可能也会挤占企业研发资源的投入,不利于企业能源效率提升(Wang 等,2022)^[13]。此外,高资源禀赋地区的能源价格相对较低,企业可以通过扩大生产规模抵消环境规制所带来的不利影响,进而引致资源涌人生产环节,导致创新挤出(林伯强等,2021)^[15],最终使得环境规制作用不显著。

七、进一步研究

前文分析表明排污费征收标准提高通过资本体现式技术进步改进企业能源效率,具备显著的降碳效应。那么,调高排污费征收标准还能够同步实现减污吗?如果能,这种减污效应在不同类型污染物之间是否存在差异?为此,本文将表征大气污染的二氧化硫排放对数值(SO_2)以及表征水体污染的化学需氧量排放对数值(COD)对政策变量进行回归,回归结果如表 8 所示。表 8 第(1)列的回归结果表明,对于大气污染排放而言,调高排污费标准显著降低了企业二氧化硫排放;表 8 第(4)列回归结果表明,对于水体污染排放而言,调高排污费标准对企业化学需氧量排放未起到显著的作用。

进一步,本文对环境规制异质性减污效应展开机理分析,将企业能源消费的对数值(ET)和企业能源消费结构(SC)对环境政策变量指标回归,将企业新鲜水资源消耗强度(Fre)对政策变量回

^① 低资源禀赋地区组含天津、上海、海南、浙江、广东、广西、北京、西藏、湖北、青海、福建、江苏、江西、重庆、吉林、甘肃;高资源禀赋地区组含宁夏、湖南、辽宁、新疆、云南、四川、河北、黑龙江、安徽、贵州、山东、河南、陕西、内蒙古、山西。

归。借鉴现有研究(万攀兵等,2021)^[34],企业能源消费结构以煤炭消费占企业能源总消费的比例表征,新鲜水资源消耗强度以单位产值的新鲜水资源消耗量表征。表 8 第(2)、(3)列回归结果表明,调高排污费征收标准有效降低了企业能源消费,优化了企业能源消费结构,这是企业能源效率提升的直接体现。不过,调高排污费征收标准对于企业新鲜水资源消耗强度并未产生显著的影响,见表 8 第(5)列。也就是说,排污费征收标准提高,对企业大气污染物排放有显著的减污效应,对企业水体污染物排放却没有显著的减污效应,这与 Akey 和 Appel(2021)^[19]研究结论一致。

表 8 排污费征收标准调高的减污效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SO_2	ET	SC	COD	Fre
<i>did</i>	-0.1486 *** (0.0490)	-0.0653 ** (0.0327)	-0.0203 *** (0.0058)	-0.0771 (0.0915)	0.2072 (0.1927)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	是	是	是	是	是
行业 \times 年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	138816	144523	144523	144372	144304
R^2	0.4541	0.6036	0.3985	0.4892	0.3479

注:由于污染企业不同污染物数据缺失不同,故而样本量有所差异

综合来看,本文基于排污费征收标准提高的准自然实验的经验研究发现,调高排污费征收标准有显著的降碳效应,推动了企业资本体现式技术进步,有利于企业能源效率改进,而且,对企业大气污染物排放还有显著的减污效应,能够推进企业减污降碳协同增效。不过,2007 年开始实施的以 SO_2 排污费征收标准为主体的环境规制,没有对企业水体污染物排放产生显著的减污效应。应该看到,现行生态环境制度体系有的是综合性的,有的是针对性的,其减污降碳协同增效的政策效应会有所不同。新时代推动绿色发展,加快发展方式绿色转型,要进一步健全生态环境制度体系,发挥现有生态环境制度体系的协同、系统治理作用,持续推进生态环境治理体系和治理能力现代化。

八、结论与启示

协同推进减污降碳协同增效,需要着力提升企业能源效率,促进经济社会发展全面绿色低碳转型。基于 2004—2011 年中国工业企业数据与污染排放数据,利用排污费征收标准调高这一准自然实验,基准分析发现,调高排污费征收标准能够显著提升企业能源效率;机制分析发现,调高排污费征收标准促进了企业资本体现式技术进步,可以观察到企业资本产出弹性的上升,不过,却没有促进以全要素生产率表征的中性技术进步,没有观察到调高排污费征收标准带来企业专利数量和专利质量的显著提升;异质性分析表明,调高排污费征收标准对于国有企业、清洁行业、低资源禀赋地区的企业能源效率促进作用更强。进一步研究发现,调高排污费征收标准还对企业大气污染排放有显著的减污效应。

根据以上结论,得出如下政策启示。

第一,稳妥有序推进“双碳”工作,充分发挥市场机制的激励约束作用,不断调整和优化市场激励型环境规制,动态适时适度调整环境税费,可以推动经济发展的效率变革,提高资源配置效率和能源效率。本文实证发现,调高排污费征收标准能够显著提升企业能源效率,还能抑制大气污染物排放,也就是说,充分利用现有生态环境制度体系,能够推动企业减污降碳协同增效,推动实现生态环境多目标治理。

第二,改进企业能源效率,推动企业绿色低碳转型,可以因区域、行业、企业差异而精准施策。推动实现“双碳”目标,务必要统筹整体和局部的关系,要充分考虑区域发展条件、资源能源禀赋的客观现实,要充分考虑各地产业分工、产业结构调整方向的现实要求,避免一刀切。本文实证发现,

调高排污费征收标准对不同企业(所有制差异)、不同行业(污染行业和清洁行业)、不同地区(资源禀赋差异)的企业能源效率有显著异质性影响。应该认识到,不同类型的环境规制可能有区域适应性,例如,低能耗地区更适宜选择市场激励型环境规制,相应的,需要完善生态环境领域国家治理体系,提高治理能力,精准施策,实施差异化的环境税费政策。

第三,注重环境规制对企业技术进步的微观作用机制,切实推动企业创新和中性技术进步。本文实证发现,调高排污费征收标准能够推动企业资本体现式技术进步,但并没有带来中性技术进步。相对于大量投入人力资本和物质资本、面临研发风险的自主创新路径,企业倾向于将有限资金资源用于更新机器设备,通过资本体现式技术进步改进企业能源效率,挤占了企业研发投入和创新,没有对企业创新质量产生实质性影响。因此,还需要鼓励企业创新投入,引导企业自主研发设计,提高企业创新收益,降低企业创新风险,最终形成资本体现式技术进步与中性技术进步双轮驱动的长期动力,促进经济社会发展全面绿色低碳转型。

基于中国工业企业数据和污染排放数据,本文实证发现样本期排污费征收标准调高能够推动企业减污降碳协同增效,即调高排污费征收标准能够带来企业能源效率改进并降低企业污染排放。调高排污费征收标准是期待通过环境规制强化来诱致企业创新,实证发现,其促进企业能源效率改进的主要作用机制是资本体现式技术进步,这或许与中国特定经济发展阶段过程中企业技术进步的主要表现形式相关。随着微观企业数据年限的延长,相关实证还会得到更多更丰富的发现。

参考文献

- [1] 孙金龙. 为全球气候治理贡献中国智慧中国方案中国力量[J]. 北京:当代世界,2022,(6):4-9.
- [2] 王嘉鑫,孙梦娜. 绿色发展与治理转型的“波特假说之谜”——基于碳风险下企业降杠杆的证据[J]. 北京:经济管理,2021,(12):41-61.
- [3] 孙金龙,黄润秋. 坚持以习近平生态文明思想为指引 深入打好污染防治攻坚战[J]. 北京:环境保护,2021,(23):8-9.
- [4] Zhou, Q., X. Cui, H. Ni, and L. Gong. The Impact of Environmental Regulation Policy on Firms' Energy-Saving Behavior: A Quasi-Natural Experiment based on China's Low-Carbon Pilot City Policy[J]. Resources Policy, 2022, 76, (102538).
- [5] 陈诗一,张建鹏,刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J]. 北京:金融研究,2021,(9):51-71.
- [6] 范庆泉,周县华,张同斌. 动态环境税外部性、污染累积路径与长期经济增长——兼论环境税的开征时点选择问题[J]. 北京:经济研究,2016,(8):116-128.
- [7] 卢洪友,刘啟明,祁毓. 中国环境保护税的污染减排效应再研究——基于排污费征收标准变化的视角[J]. 武汉:中国地质大学学报(社会科学版),2018,(5):67-82.
- [8] 刘忠,李殷. 税收征管、企业避税与企业全要素生产率——基于2002年企业所得税分享改革的自然实验[J]. 北京:财贸经济,2019,(7):5-19.
- [9] 张跃胜. 碳减排技术进步与扩散的影响因素研究[J]. 北京:经济管理,2016,(9):18-28.
- [10] Porter, M. E. , and C. Van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995, 9, (4):97-118.
- [11] 史丹,李鹏. 中国工业70年发展质量演进及其现状评价[J]. 北京:中国工业经济,2019,(9):5-23.
- [12] Gu, G. , H. Zheng, L. Tong, and Y. Dai. Does Carbon Financial Market as an Environmental Regulation Policy Tool Promote Regional Energy Conservation and Emission reduction? Empirical Evidence from China[J]. Energy Policy, 2022, 163, (112826).
- [13] Wang, Y. , X. Deng, H. Zhang, Y. Liu, T. Yue, and G. Liu. Energy Endowment, Environmental Regulation, and Energy Efficiency: Evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 177, (121528).
- [14] Wu, R. , and B. Lin. Environmental Regulation and its Influence on Energy-Environmental Performance: Evidence on the Porter Hypothesis from China's Iron and Steel Industry[J]. Resources, Conservation and Recycling, 2022, 176, (105954).
- [15] 林伯强,王喜枝,杜之利. 环境规制对中国工业能源效率的影响——基于微观企业数据的实证研究[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版),2021,(4):30-42.
- [16] 苏丹妮,盛斌. 产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据[J]. 北京:经济学(季刊),2021,(5):

1793 – 1816.

- [17] 于亚卓,张惠琳,张平淡.非对称性环境规制的标尺现象及其机制研究[J].北京:管理世界,2021,(9):134 – 147.
- [18] 涂正革,谌仁俊.排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J].北京:经济研究,2015,(7):160 – 173.
- [19] Akey, P., and I. Appel. The Limits of Limited Liability: Evidence from Industrial Pollution[J]. Journal of Finance, 2021, 76, (1): 5 – 55.
- [20] 徐彦坤,祁毓.环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J].北京:财贸经济,2017,(6):147 – 161.
- [21] Mandal, S. K. Do Undesirable Output and Environmental Regulation Matter in Energy Efficiency Analysis? Evidence from Indian Cement Industry[J]. Energy Policy, 2010, 38, (10):6076 – 6083.
- [22] Curtis, E. M. , and J. M. Lee. When do Environmental Regulations Backfire? Onsite Industrial Electricity Generation, Energy Efficiency and Policy Instruments[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2019, 96:174 – 194.
- [23] 陈德敏,张瑞.环境规制对中国全要素能源效率的影响——基于省际面板数据的实证检验[J].北京:经济科学,2012,(4):49 – 65.
- [24] Jaffe, A. B. , and K. Palmer. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79, (4):610 – 619.
- [25] 沈小波,林伯强.中国工业部门投入体现的技术进步[J].北京:数量经济技术经济研究,2017,(5):72 – 87.
- [26] Li, K. , and B. Lin. How to Promote Energy Efficiency through Technological Progress in China? [J]. Energy, 2018, 143:812 – 821.
- [27] Liang, T. , Y. Zhang, and W. Qiang. Does Technological Innovation Benefit Energy Firms' Environmental performance? The Moderating Effect of Government Subsidies and Media Coverage[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 180, (121728).
- [28] Hasanbeigi, A. , Z. Jiang, and L. Price. Retrospective and Prospective Analysis of the Trends of Energy Use in Chinese Iron and Steel Industry[J]. Journal of Cleaner Production, 2014, 74:105 – 118.
- [29] Birol, F. , and J. H. Keppler. Prices, Technology Development and the Rebound Effect[J]. Energy Policy, 2000, 28, (6 – 7):457 – 469.
- [30] Rubashkina, Y. , M. Galeotti, and E. Verdolini. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors[J]. Energy Policy, 2015, 83:288 – 300.
- [31] 张彩云,吕越.绿色生产规制与企业研发创新——影响及机制研究[J].北京:经济管理,2018,(1):71 – 91.
- [32] 陈强远,林思彤,张醒.中国技术创新激励政策:激励了数量还是质量[J].北京:中国工业经济, 2020,(4):79 – 96.
- [33] Acemoglu, D. Directed Technical Change[J]. The Review of Economic Studies, 2002, 69, (4):781 – 809.
- [34] 万攀兵,杨冕,陈林.环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J].北京:中国工业经济, 2021,(9):118 – 136.
- [35] 韩超,胡浩然.清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J].北京:中国工业经济,2015,(5):70 – 82.
- [36] 朱沛华,陈林.工业增加值与全要素生产率估计——基于中国制造业的拟蒙特卡洛实验[J].北京:中国工业经济,2020,(7):24 – 42.
- [37] Beck, T. , R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65, (5):1637 – 1667.
- [38] 牛美晨,刘晔.提高排污费能促进企业创新吗? ——兼论对我国环保税开征的启示[J].北京:统计研究, 2021,(7):87 – 99.
- [39] 龙小宁,万威.环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J].北京:中国工业经济,2017,(6):155 – 174.
- [40] Callaway, B. , and P. H. C. Sant'Anna. Difference-in-differences with Multiple Time Periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225, (2):200 – 230.
- [41] Zhou, P. , B. W. Ang, and H. Wang. Energy and CO₂ Emission Performance in Electricity Generation: A Non-radial Directional Distance Function Approach[J]. European Journal of Operational Research, 2012, 221, (3):625 – 635.
- [42] 唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J].北京:经济研究,2014,(7):31 – 42.
- [43] 刘金科,肖朝阳.中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? [J].北京:经济研究,2022,(1):72 – 88.
- [44] 张杰,郑文平.创新追赶战略抑制了中国专利质量么? [J].北京:经济研究,2018,(5):28 – 41.
- [45] 李宏,王云廷,吴东松.专利质量对企业出口竞争力的影响机制:基于知识宽度视角的探究[J].上海:世界经济研究, 2021,(1):32 – 46.
- [46] 林毅夫,任若恩.东亚经济增长模式相关争论的再探讨[J].北京:经济研究,2007,(8):4 – 12.
- [47] 张平淡,屠西伟.制造业集聚、技术进步与企业全要素能源效率[J].北京:中国工业经济,2022,(7):103 – 121.
- [48] 李虹,邹庆.环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].北京:经济研究,2018,(11):182 – 198.

Raise of Pollution Levy Standard, Technological Progress and Enterprise Energy Efficiency

ZHANG Ping-dan, TU Xi-wei

(Business School, Beijing Normal University, Beijing, 100875, China)

Abstract: The “double carbon” goal has been included in the important framework of the country’s medium - and long-term development, and has become an important guide for economic and social development. During the “Fourteenth Five Year Plan” period, the construction of ecological civilization entered a critical period with carbon reduction as the key strategic direction. Accordingly, there is an urgent need to discuss the carbon reduction effect and its mechanism of the existing ecological environment system, so as to synergistically promote the synergy of enterprise pollution reduction and carbon reduction. Unfortunately, existing studies only focus on the impact of environmental regulation on macro scale energy efficiency, such as the impact of carbon financial market on urban energy efficiency, the impact of pollution charge collection, and the impact of operating costs of waste gas and wastewater treatment facilities on provincial energy efficiency. Some recent studies have examined the impact of environmental regulation intensity on energy efficiency of enterprises, and few literatures have examined the policy effect of environmental regulation on energy efficiency of micro enterprises. Considering that macro aggregated data often distort the real causal effect between variables, it is necessary to discuss the impact of environmental regulation on enterprise energy efficiency and its mechanism.

Based on the data of Chinese industrial enterprises and pollution emissions, the impact of environmental tax increase on energy efficiency and its mechanism are tested by using the quasi natural experiment of pollution levy standard adjustment. The benchmark conclusion shows that the raise of pollution levy standard can significantly improve the energy efficiency of enterprises. The mechanism analysis found that the raise of pollution levy standard has promoted the enterprise capital embodied technological progress, which brings about the increase of the elasticity of enterprise capital output, but has not improved the neutral technological progress represented by total factor productivity, and not observed that the raise of pollution levy standard has brought about a significant increase in the number and quality of enterprise patents. The heterogeneity analysis shows that the raise of pollution levy standard has played a stronger role in improving the energy efficiency of non-state-owned enterprises, clean industries and enterprises in low resource endowment areas. Further research shows that the raise of pollution levy standard can reduce the energy consumption of enterprises and promote the emission reduction of air pollution, but it has not played a significant role in the utilization of water resources and the emission reduction of water pollution.

According to the conclusions of this study, the following policy implications are drawn. First, steadily and orderly promote the “double carbon” work, give full play to the incentive and restraint role of the market mechanism, constantly adjust and optimize the market incentive environmental regulation, and dynamically and timely adjust environmental taxes and fees appropriately, which can promote the efficiency reform of economic development and improve the efficiency of resource allocation and energy efficiency. Second, improve the energy efficiency of enterprises and promote the green and low-carbon transformation of enterprises, which can be precisely implemented based on regional, industrial and enterprise differences. To promote the realization of the “double carbon” goal, it is necessary to balance the relationship between the whole and the part, fully consider the objective reality of regional development conditions, resource and energy endowment, and fully consider the practical requirements of industrial division and industrial structure adjustment direction in different regions, so as to avoid one size fits all. Third, encourage enterprises to invest in innovation, guide enterprises to conduct independent R&D and design, improve their innovation income, reduce their innovation risks, and finally form a long-term driving force driven by capital embodied technological progress and neutral technological progress, so as to promote the overall green and low-carbon transformation of economic and social development.

Key Words: pollution levy standard; energy efficiency; technological progress; Porter hypothesis

JEL Classification: Q55, D22, L51

DOI: 10.19616/j.cnki.bmjj.2023.02.002

(责任编辑:吴海军)