

“环保费改税”提高了重污染企业全要素生产率吗？

曹越,唐奕可,辛红霞

(湖南大学工商管理学院,湖南长沙410006)

[摘要]《环境保护税法》的实施为检验“环保费改税”的效果提供了准自然实验。以2015—2020年沪深A股重污染行业上市公司为样本,采用双重差分模型(DID)检验了“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的影响。研究表明:“环保费改税”显著提高了税费负担超标地区重污染企业的全要素生产率,整体上支持了“波特假说”;但是,税费负担超标地区重污染企业全要素生产率的提高并非源于“环保费改税”引发的创新补偿效应,而是源于“环保费改税”增加了资源配置效率。上述结果支持了“波特假说”有关“环境规制优化了资源配置效率进而提高企业生产率”的结论。进一步分析发现,“环保费改税”对税费负担超标地区重污染企业全要素生产率的提升效应在民营企业和研发投入强度大的企业中更显著。

[关键词]排污费;环境保护税;全要素生产率;波特假说;费改税;资源配置效率

[中图分类号]F812.42 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2022)05-0095-12

一、引言

改革开放以来,中国的经济发展“重效率、轻环保”。高投入、高耗能和高污染的粗放型经济发展模式引发了严峻的生态环境危机。十九届六中全会指出,要坚持人与自然和谐共生,促进经济社会发展全面绿色转型。我国在1982年建立了排污费制度,该制度在规范企业排污方面发挥了重要作用,但始终存在执法刚性不足、行政干预过多等问题。“十三五”规划纲要提出要“开征环境保护税”。《中华人民共和国环境保护税法》(以下简称《环保税法》)于2016年12月25日出台,并自2018年1月1日起正式实施。《环保税法》是我国第一部“绿色税法”,征税对象分为大气污染物、水污染物、固体废物和噪声等四类。该法基于原有的排污费制度,遵循负担平移并适当调整的原则设计而成。《环保税法》的颁布将排污费改为环保税,通过“费改税”方式实现了排污费的法制化,弥补了排污费制度存在的执法不严、排污费低于企业污染治理成本以及征管力度较弱等缺陷。具体而言,《环保税法》扩大了应税污染物的征收范围,增加了应税污染物的种类数,并规定了税目税额表。各省、自治区、直辖市人民政府可统筹考虑本地区环境承载能力、污染物排放现状和经济社会生态发展目标要求,在规定范围内确定和调整应税污染物的具体适用税额,报同级人大常委会决定,并报全国人大常委会和国务院备案。《环保税法》实施后,环保税的征管遵循“税务征收、环保协同”模式,即环保税的征收主体由环保部门改为税务部门,环保部门则依法负责应税污染物的监测管理。该模式使得环保税的征收更具强制性和规范性,有助于加大征管力度、增加执法刚性,从而倒逼和激励企业实现绿色转型。

环保税的概念源于Pigou^[1]提出的“污染者付费原则”,即通过征收环保税可以将企业污染环境的外部成本转化为企业内部成本,从而约束企业排污。环保税具有“双重红利”^[2]:一是环境红利,即征收环保税可以减少环境污染;二是经济红利,即征收环保税可以提高经济效率、促进社会就业^[3-4]。但是,有关环保税实施效果的实证研究并未形成一致结论,如学者发现针对污染性产品开征环保税反而会导致失业率上升^[5]。那么,我国的“环保费改税”实施能否在改善生态环境的同时实现经济红利呢?这是值得研究的重要课题。“波特假说”描述

[收稿日期]2022-01-08

[基金项目]国家社会科学基金项目(20BGL071)

[作者简介]曹越(1981—),男,湖南常宁人,湖南大学工商管理学院教授,博士生导师,从事资本市场财税问题研究,E-mail:fengyun8415@126.com;唐奕可(1999—),女,湖南衡阳人,湖南大学工商管理学院硕士研究生,从事会计理论与实务研究;辛红霞(1996—),女,四川广安人,湖南大学工商管理学院博士研究生,从事会计理论与实务研究。

了“环境与经济”之间的关系问题,其主要观点有:一是适当的环境规制可以鼓励企业创新,提高企业生产力和产品质量,进而抵消环境规制成本并提升盈利能力,获得竞争优势,即环境规制的“创新补偿效应”观;二是科学的环境规制可以揭示企业资源配置低效率现象,为优化资源配置效率和推进潜在的技术改进指明方向,即环境规制的“资源配置效率”观。经济红利在企业层面的重要体现是全要素生产率的提高。全要素生产率(TFP)是指在各种生产要素投入水平既定的条件下所达到的额外生产率,它是实现经济增长的引擎^[6]。在企业层面,全要素生产率是评价企业利用技术创新和规模经济来提高生产效率的重要指标,如李克强在《政府工作报告》(2015)中指出,要增加研发投入,提高全要素生产率;在国家层面,全要素生产率也是衡量我国经济发展质量的重要标准,如党的十九大报告强调,要以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革和动力变革,提高全要素生产率。上述分析表明,经济高质量发展在企业层面主要体现为全要素生产率的提高。环境规制会影响企业资源整合和技术创新等活动,进而影响企业全要素生产率^[7]。重污染企业作为“环保费改税”规制的重点对象,其研发投入、技术创新和资源配置都将受到“环保费改税”的影响。那么,“环保费改税”能否刺激重污染企业提升全要素生产率,实现环保税的“经济红利”目标,是评价其政策效果的重要基础。

现有文献讨论了环境规制与企业全要素生产率之间的关系,但并未形成一致结论:一部分学者发现,环境规制会抑制企业全要素生产率。环境规制会增加企业治污成本,这会挤占企业创新投入和限制企业技术升级,进而降低企业全要素生产率^[8-10]。另一部分学者发现,环境规制会提高企业全要素生产率。合理的环境规制可以激励企业技术创新和效率改进^[11],引导企业购买先进的环保设备和研发创新绿色产品,抵消环境规制给企业增加的治污成本,提高企业生产效率^[12]。近年来,我国部分学者研究发现,环境规制通过促进技术创新提高了企业全要素生产率^[13-14]。“环保费改税”作为环境规制的重要手段,已有关于排污费制度的研究主要聚焦于污染物排放^[16-17]、企业绩效^[18]和技术创新^[19]等方面。王海等^[15]以工业“三废”的排放量来衡量排污费征收力度,发现排污费征收力度提高会显著降低企业全要素生产率,而环境法规出台有助于通过施加外界压力进而触发“波特效应”来扭转这一不利影响。上述研究为本文奠定了重要基础,但仍在以下方面有待进一步推进:(1)学者在研究“波特假说”是否成立时,主要关注环境规制能否推动企业开展技术创新进而提高全要素生产率,没有从“波特假说”提出的“提高企业资源配置效率”等视角进行探讨,本文将从创新补偿效应和资源配置效率两个维度去揭示“环保费改税”对企业全要素生产率的影响路径;(2)已有文献侧重从排污费制度视角展开研究,且在研究征收排污费对企业的影响时主要选取污染排放强度、排污费收入等定量指标,而这些指标可能存在主观性和内生性问题。《环保税法》的实施属于外生事件冲击,为本文研究“环保费改税”的政策效果提供了准自然实验。基于此,本文以2015—2020年沪深A股重污染行业上市公司为样本,利用双重差分模型(DID)检验“环保费改税”对企业全要素生产率的影响。结果表明:“环保费改税”的实施显著提高了税费负担提标地区(即“费改税”之后该地区环保税税额标准高于原排污费标准,下同)重污染企业的全要素生产率,但这种促进作用主要源于“环保费改税”优化了重污染企业的资源配置效率,而不是提高了重污染企业的创新投入和产出。进一步分析发现,“环保费改税”对税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的提升效应在民营企业 and 研发投入强度大的企业中更显著。

本文的研究贡献如下:一是丰富了“环保费改税”经济后果微观视角的研究成果。近年来,有关“环保费改税”的研究主要聚焦在企业绩效^[20]、企业绿色创新和绿色转型^[21-22]以及企业技术创新水平^[23-24]等方面,尚未从微观层面关注“环保费改税”对企业全要素生产率的影响。本文利用《环保税法》实施的准自然实验,运用因果效应识别方法,检验了“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的影响,发现“环保费改税”可以提高税费负担提标地区重污染企业的全要素生产率,证实了“环保费改税”政策的实施在企业层面具有“经济红利”效果,为科学评价“环保费改税”政策的实施效果提供了微观层面的经验证据。二是提供了“波特假说”资源配置效率层面的微观支持证据。与已有文献研究波特假说主要聚焦于创新补偿效应不同,本文从创新补偿效应和资源配置效率两个层面检验“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的影响。结果发现,“环保费改税”在短期内尚未促进重污染企业开展技术创新,而是通过促进其优化资源配置效率来提高全要素生产率。本文从资源配置效率层面证实了“波特假说”,是对现有文献的重要补充。三是探究了企业内部资源配置效率的衡量指标。已有文献主要基于行业视角来衡量企业之间的资源配置效率,如部分学者发现,环境规制可以通过改善资源错配来提高重污染行业整体的生产率水平^[25-26]。但鲜有研究从企业层面分析环境规制对企业内部资源配置效率的影响。本

文聚焦于企业内部如何提高要素资源配置效率,并选择资本配置效率和劳动配置效率两个指标来衡量总体资源配置效率,这对如何识别企业内部资源配置效率具有参考价值。

二、理论分析与研究假设

环境法规的实施有助于企业提高生产率和竞争力^[27]，“环保费改税”可以为企业提高全要素生产率创造良好条件。一方面,环保税的开征体现了“多排多缴、少排少缴、不排不缴”的征收原则。企业排污与生产经营活动密不可分,而政府征收的环保税税额与企业排污量直接挂钩。重污染企业具有高污染、高排放特性,“多污染多缴税”的政策设计会极大地提高其环境违规成本。另一方面,“环保费改税”使得约40%的地区提高了当地的环保税税额征收标准。“环保费改税”实施后,位于税费负担提标地区的重污染企业受到的政策冲击更大。企业的行为决策主要以经济利益为导向,为了降低环境违规成本和生产成本,重污染企业有动力淘汰落后产能、购置环保节能专用设备、改进生产技术、研发绿色环保产品和优化资源配置等,以应对“环保费改税”对自身经营绩效的冲击。当重污染企业实现先进设备、技术研发和资源配置有效整合时,就能提高其全要素生产率和核心竞争力。据此,本文提出假设H1。

H1:“环保费改税”对重污染企业全要素生产率具有正向影响。

“环保费改税”若能促进重污染企业提高全要素生产率,那么其作用机制是什么?对此,本文具体分析如下:(1)从资源配置效率层面来看,“环保费改税”短期内有助于重污染企业通过提升资源配置效率来提高全要素生产率。据财政部数据显示:2018年环保税为151亿元;2019年环保税221亿元,同比增长46.1%;2020年环保税207亿元,同比下降6.4%;2021年环保税203亿元,同比下降1.9%。可见,“环保费改税”实施以来,环保税的征收较大幅度增加了重污染企业税费负担。“环保费改税”后,为了降低环境违规成本和生产成本,获取最大收益,重污染企业必须减少排污和提高生产效率。企业是处于动态环境中的,重污染企业过度排污就是资源浪费和资源利用效率低下的表现^[11]。因此,重污染企业内部存在大幅提升资源配置效率的空间。为了尽快达到环保合规要求,企业亟须采取应急措施,而优化内部资源配置一般不要求助于外部支援,是企业可以自主实施的低成本应对策略。企业优化内部资源配置的本质就是提高技术效率,即在现有技术水平下,通过资源再分配调整内部生产要素资源的流动方向,从而最大程度释放现有技术水平的潜能^[28]。从短期来看,企业通过提高自身资源配置效率不仅可以减少排污以达到环境合规要求,还可以通过有效治理污染进而提高产出水平^[29]。因此,短期内重污染企业全要素生产率的直接提升可能主要源于内部资源配置效率的提高。企业的污染控制过程可以分为源头控制、过程控制和末端治理^[30]。在环保税税负压力之下,企业有动力首先通过优化自身资源配置以减少末端排污和提高生产效率,“环保费改税”对企业资源配置效率的正向影响主要分为以下三个方面:一是促使企业加强生产过程监管。企业资源利用效率低下的原因主要有材料利用不完全、生产过程控制产生不必要的资源浪费等。由于资源具有稀缺性,企业通过加强生产过程监督,不仅可以提高资源利用率来提高产量,还可以通过使用清洁高效的原材料进而减少单位产出的污染排放;二是修正企业生产要素资源的不合理分配。重污染企业内部的生产要素往往在污染部门和低效率生产部门堆积,企业通过减少污染项目投入和增加污染防治投资,合理配置资本和劳动等生产要素到清洁性部门和高效率生产部门以减少要素投入扭曲,从而有助于提升整体生产效率;三是提高企业管理水平,重污染企业的违规排污往往跟管理不善联系紧密,企业通过提升生产经营管理可以增加要素资源间协调性,还可以通过调整人员管理模式和减少停工时间以提高劳动产出效率,进而提高总体生产率。综上所述,短期而言,企业更倾向于通过优化资源配置来减少排污和提高投入-产出效率,从而提高全要素生产率,实现从高能耗企业向高效率企业转型。据此,本文提出假设H2。

H2:“环保费改税”短期内有助于重污染企业通过提升资源配置效率来提高全要素生产率。

(2)从创新补偿效应层面来看,“环保费改税”短期内不会促进重污染企业通过加大技术创新来提高全要素生产率。“环保费改税”会对重污染企业产生持久的不利影响,且伴随着部分省、自治区和直辖市环保税额标准逐步提高和环保税征管力度增强,重污染企业面临的税费负担和环境规制强度也会随之增加。这将给重污染企业形成“环境规制严苛”的稳定预期。那么,重污染企业短期内是否有动力立即开展技术创新呢?由于企业处于自利的决策立场下,这取决于其权衡成本与收益后的利益博弈结果。一方面,“环保费改税”强化了重污染企业的环境合规成本压力,其必然要在“维持现状继续排污缴纳环保税”和“引进治污设备、升级减排技术和研发

绿色产品少缴或不缴环保税”之间进行权衡。由于环境规制带来的遵从成本,企业起初可能并不会立即开展创新活动,且企业开展创新活动所需周期较长、投入成本较大,短期内企业无法实现创新成果^[31]。因此,重污染企业短期内很难完成技术升级。另一方面,税费负担提标地区重污染企业在政策实施之初面临较高的环保税税负,而开展创新活动需要投入大量资金,技术创新具有的不确定性和高风险性会加剧企业面临的经营风险^[32]。因此,从短期来看,企业投入资金用于技术创新产生的边际收益未必会大于边际成本,企业往往不会主动开展研发投入和技术升级。“环保费改税”实施之后,短期内企业基于合规动机可能更倾向于投入资金用于末端治理,即购买环保设施与污染治理^[33],伴随着政策的继续推行,日益增加的成本压力会倒逼重污染企业投入资金开展创新,即研发环保技术和清洁生产以提高生产效率^[34]。上述分析表明,在“环保费改税”的规制压力作用下,重污染企业短期内并不会选择通过开展技术创新来提高生产率,当企业基于利益博弈的结果意识到技术创新可以弥补环境规制成本和带来长期收益时,才会激发其创新动力,因此短期内技术进步对于企业全要素生产率的提升作用是有限的。据此,本文提出假设 H3。

H3:“环保费改税”短期内不会促进重污染企业通过加大技术创新来提高全要素生产率。

三、研究设计

(一)模型构建

《环保税法》的颁布和实施属于外生事件,企业很难在短期内因为《环保税法》的实施而改变其所在行业和所在地区。因此,本文将“2018年1月1日《环保税法》的实施”作为准自然实验,使用双重差分模型(DID)检验“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的影响。本文将样本分为实验组和对照组,并用倾向得分匹配双重差分法来进行稳健性检验。与原有排污费征收标准相比,《环保税法》实施后,部分省市提高了税费负担标准,其他地区选择了税费负担平移。参考金友良等^[20]的做法,本文以重污染企业所在地区在《环保税法》实施之后是否提高了税费负担为标准,将税费负担平移的重污染企业设定为对照组,税费负担提高的重污染企业设置为实验组。根据各地方政府制定的环保税税额征收标准,本文实验组重污染企业所在地区为河北、江苏、山东、河南、湖南、四川、重庆、贵州、海南、广西、山西、北京;而对照组重污染企业所在地区为湖北、浙江、辽宁、福建、吉林、安徽、江西、陕西、甘肃、新疆、西藏、宁夏、青海、内蒙古、黑龙江、云南、天津、上海和广东。考虑到遗漏变量偏误问题,本文选择采用加入了年度和个体双固定效应的双重差分模型,模型如下:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times After_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 After_t + \beta_4 Controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中,下标*i*表示企业个体,*t*表示时间。其中 $TFP_{i,t}$ 为被解释变量,表示*i*企业在第*t*年的全要素生产率; $Treat_i$ 表示样本企业是否属于实验组的虚拟变量,若企业所在地为税费负担提标地区则为1,否则为0; $After_t$ 表示《环保税法》实施前后的虚拟变量,即2018年当年及之后取值为1,否则为0;交互项 $Treat_i \times After_t$ 为核心解释变量,其系数 β_1 表示“环保费改税”对税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的政策效应。如果《环保税法》实施显著提高了实验组重污染企业的全要素生产率,则 β_1 应显著为正。 $Controls_{i,t}$ 表示控制变量, μ_i 表示不随时间改变的个体效应, γ_t 表示不因个体而改变的时间效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项,服从正态分布。

(二)数据来源

《环保税法》规制的主要对象是重污染企业。按照证监会2012版行业分类,重污染行业集中在采矿业(B)、制造业(C)以及电力、热力、燃气及水生产和供应业(D)。使用DID模型的前提条件是实验组和对照组具有同质性,即实验组如果在未受到政策干预的情况下,其时间效应和趋势与对照组相同。为了满足该前提,本文以2015—2020年沪深A股上市公司重污染行业(即B、C和D三大行业)为初始研究样本,并对样本数据进行了如下处理:(1)剔除样本期间内交易状态异常(ST、*ST、PT)的企业;(2)剔除数据严重缺失的企业,对个别缺失值作插值处理;(3)为降低极端值的影响,对所有连续变量在1%和99%分位上对其进行缩尾处理。上述处理程序跟现有文献基本一致^[35]。最终本文得到9420个观测值。本文的数据来源为CSMAR数据库,并采用公司聚类稳健标准误。

(三)变量说明

1. 被解释变量。本文的被解释变量为企业全要素生产率。目前用于测算企业全要素生产率有多种方法,本文选取常规的OLS法、OP法^[36]和LP法^[37]进行计算。LP方法不仅能够有效解决OLS法的同时性偏差问题,而

且相较于 OP 方法,LP 选用企业中间投入作为生产率的代理变量,可以有效缓解内生性问题,并解决了 OP 方法由于企业在某些观察期不存在投资导致的样本缺失问题。本文参照鲁晓东和连玉君^[38]的做法,在基准回归中选择 LP 法进行计算,具体回归方程如式(2)所示,并在稳健性检验中采用 OP 法和 OLS 法。

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_L \ln L_{i,t} + \beta_K \ln K_{i,t} + \beta_M \ln M_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

基于柯布-道格拉斯生产函数, Y 为上市公司的年末主营业务收入; L 为劳动投入,用企业每年的职工人数来表示; K 为资本投入,用上市公司的固定资产净值来表示; M 代表中间投入,用上市公司财报中的“购买商品、接受劳务支付的现金”表示。模型回归之后的残差项即为上市公司的全要素生产率。

本文分别按实验组和对照组计算样本期内企业全要素生产率的平均值,图 1 列示了重污染企业 2015—2020 年简单线性平均全要素生产率的变动趋势。结果显示:(1)自 2015 年以来,实验组和对照组所在地区的重污染企业全要素生产率一直呈逐步上升状态;(2)实验组和对照组所在地区在 2017 年以前企业全要素生产率变动趋势基本一致,而在 2017 年之后,实验组企业的全要素生产率增速高于对照组,且两者之间差距逐渐拉大。据此,本文初步推测,相对于税费负担平移地区,税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的快速增长可能归因于 2016 年底颁布的《环保税法》,因为在 2017 年各地征税标准已经出台,2018 年《环保税法》正式实施后重污染企业全要素生产率显著提升。这也从侧面支持了平行趋势假设和前文提出的假设 H1。

2. 解释变量。依据上文可知,本文选取河北、江苏以及北京等 12 个省份地区的重污染企业作为实验组 ($Treat = 1$),其他地区的重污染企业为对照组企业 ($Treat = 0$)。本文定义 $After$ 为政策是否实施的时间虚拟变量,若时间 t 为《环保税法》正式施行(2018)当年及以后年份,则 $After = 1$,否则 $After = 0$ 。本文的核心解释变量为 $Treat$ 和 $After$ 的交乘项,即 $Treat \times After$ 。

3. 控制变量。参照相关文献的做法^[39-40],本文设置的控制变量为:企业规模 ($Size$)、企业年龄 (Age)、产权性质 (Soe)、营业收入增长率 ($Growth$)、现金流 ($Cash$)、企业盈利能力 (Roa)、资产负债率 (Lev)、第一大股东持股比例 ($Top1$)、代理成本 (Ac)。各变量定义以及计算见表 1。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。结果显示: TFP_{lp} 的均值为 12.27,与现有文献相近^[41]; $Treat$ 的均值为 0.42,说明处于税费负担提标地区的重污染

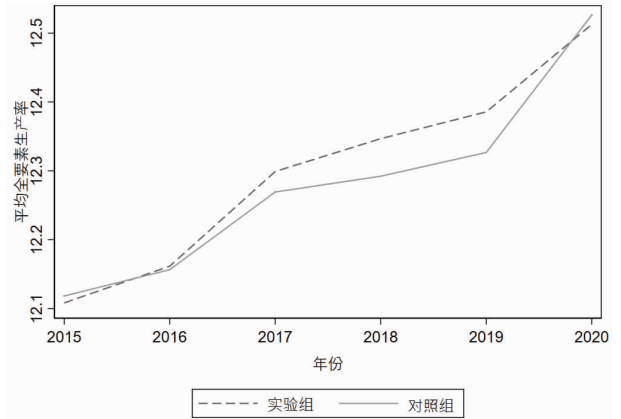


图 1 2015—2020 年重污染企业平均全要素生产率

表 1 变量定义

变量类别	变量名	符号	定义
被解释变量	企业全要素生产率	TFP	LP 法计算的全要素生产率为 TFP_{lp} ; OLS 法计算的全要素生产率 TFP_{ols} ; OP 法计算的全要素生产率 TFP_{op}
解释变量	环保费改税的政策效应	$Treat \times After$	$Treat$ 和 $After$ 的交乘项
	实验组企业	$Treat$	虚拟变量,实验组则为 1,即税费负担提标地区的重污染企业;对照组为 0,即税费负担平移地区的重污染企业
	《环保税法》实施	$After$	虚拟变量,2018 年及以后赋值为 1,2018 年之前,赋值为 0
控制变量	产权性质	Soe	国有企业则取 1,否则取 0
	现金流	$Cash$	经营活动产生的现金流量/期末总资产
	公司规模	$Size$	$\ln(\text{期末总资产})$
	盈利能力	Roa	期末净利润/期末总资产
	财务杠杆	Lev	期末负债总额/期末总资产
	成长率	$Growth$	营业收入增长率
	上市年限	Age	当年年份 - 公司上市当年年份
	第一大股东持股比例	$Top1$	期末第一大股东持股数/期末总股数
	代理成本	Ac	管理费用/主营业务收入

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP_{lp}	9420	12.27	0.70	10.73	12.20	14.30
$Treat$	9420	0.42	0.49	0	0	1
$After$	9420	0.50	0.50	0	0	1
$Treat \times After$	9420	0.20	0.40	0	0	1
Soe	9420	0.28	0.45	0	0	1
$Size$	9420	22.16	1.19	20.07	22.01	25.86
Roa	9420	0.04	0.06	-0.25	0.04	0.20
Lev	9420	0.39	0.19	0.06	0.38	0.87
$Growth$	9420	0.17	0.35	-0.47	0.11	2.07
Age	9420	10.62	6.92	1	9	29
$Top1$	9420	0.34	0.14	0.03	0.31	0.90
$Cash$	9420	0.16	0.11	0	0.14	0.77
Ac	9420	0.09	0.10	0	0.07	4.82

企业数量占重污染企业数量合计的比重为 42%,表明“环保费改税”对重污染企业具有重要影响,值得深入研究; *Soe* 的均值为 0.28,说明样本中有 28% 的重污染企业是国有企业;其他控制变量与现有文献基本一致,不再赘述。

(二)相关性分析

表 3 列示了主要变量之间的 Pearson 相关关系检验结果。结果显示:一方面,企业全要素生产率(*TFP_lp*)与控制变量之间的相关系数均显著,说明本文控制变量的选取具有代表性;另一方面,最小二乘法回归模型的方差膨胀因子均值为 1.57,且各变量之间的相关系数均小于 0.65,说明本文模型并不存在严重的多重共线性问题。

表 3 主要变量的 Pearson 相关系数表

Variable	<i>TFP_lp</i>	<i>Soe</i>	<i>Size</i>	<i>Roa</i>	<i>Lev</i>	<i>Growth</i>	<i>Age</i>	<i>Top1</i>	<i>Cash</i>	<i>Ac</i>
<i>TFP_lp</i>	1									
<i>Soe</i>	0.225***	1								
<i>Size</i>	0.640***	0.366***	1							
<i>Roa</i>	0.167***	-0.113***	-0.007	1						
<i>Lev</i>	0.346***	0.267***	0.499***	-0.364***	1					
<i>Growth</i>	0.127***	-0.075***	0.044***	0.230***	0.045***	1				
<i>Age</i>	0.319***	0.522***	0.445***	-0.141***	0.324***	-0.085***	1			
<i>Top1</i>	0.126***	0.187***	0.163***	0.136***	0.019*	-0.009	-0.034***	1		
<i>Cash</i>	0.021**	-0.011	-0.113***	0.216***	-0.262***	-0.017*	-0.037***	0.034***	1	
<i>Ac</i>	-0.398***	-0.064***	-0.212***	-0.180***	-0.116***	-0.090***	-0.043***	-0.080***	0.031***	1

注:***、**、* 分别对应 1%、5%、10% 的显著性水平。

(三)基准回归结果分析

表 4 报告了“环保费改税”影响重污染企业全要素生产率的检验结果。其中,第(1)列仅检验了核心解释变量的影响,并控制了个体固定效应,第(2)列在第(1)列的基础上加入了控制变量,第(3)列在第(2)列的基础上进一步加入了时间固定效应。结果显示:无论是否加入控制变量和固定效应,*Treat* × *After* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,说明“环保费改税”提高了税费负担提标地区重污染企业的全要素生产率,证实了假设 H1。列(3)的结果显示,在控制时间和个体层面的固定效应后,*Treat* × *After* 的回归系数为 0.0381,这说明“环保费改税”使得税费负担提标地区重污染企业的全要素生产率提高了 3.81%,相当于全要素生产率平均值增加 0.47(样本期内重污染企业的全要素生产率平均值为 12.27),具有显著的经济意义。此外,加入控制变量的列(3)结果显示,*Growth* 和 *Cash* 的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,且回归系数分别为 0.1917 和 0.1992,相当于全要素生产率平均值增加 2.37 和 2.44,具有显著的经济意义。上述结果说明,企业成长状况(*Growth*)越好、经营现金流(*Cash*)越充足,重污染企业全要素生产率的提升效果越明显。

(四)稳健性检验

本文通过以下四种方式对基准回归结果的稳健性展开检验,包括平行趋势检验、倾向得分匹配(PSM)、更换被解释变量的度量方式和安慰剂检验。具体做法如下:

1. 平行趋势检验

为了验证平行趋势假设是否成立,本文参照曹越等^[42]的做法构建如下动态模型:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{\theta \in \{-3, -2, 0, +1, +2\}} \chi_{\theta} Treat_{i,\theta} \times After_{i,\theta} + \sum \gamma Controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

本文以政策实施前一年 2017 年为基期,如模型(3)所示,本文选择 2015—2020 年中各年 *Treat* 与 *After* 的交乘项作为解释变量进行回归。其中,*Treat*_{*i*, θ} × *After*_{*i*, θ} 为虚拟变量集合,符号 θ 表示公司所属年份距离 2018 年《环保税法》实施相隔 θ 年。例如,当时间 *t* 为 2015 年时, θ 等于 -3,即 *Treat* × *After*⁻³ 表示当且仅当公司 *i* 为实验组且对应年份为 2015 年。表 5 列示了平行趋势假定检验结果。结果显示,2018 年之前 *Treat* × *After*⁻³ 和 *Treat* × *After*⁻² 的回归系数均不显著,说明在“环保费改税”实施之前,实验组与对照组重污染企业全要素生产率变化趋势相似,满足平行趋势假设;而在政策实施之后,2018 年和 2019 年 *Treat* × *After* 的回归系数均在 5% 水平上显著为正,且随着时间推移,系数逐渐从 0.024 上升到 0.0303,这表明,“环保费改税”实施使得税费负担提标地区重污染企业的全要素生产率逐步提高。

2. PSM-DID 回归

为了进一步克服内生性问题,本文选择倾向得分匹配法(PSM)来剔除样本选择中可观察的个体异质性对政

策效应造成的干扰。PSM 的原理是通过函数关系将多维协变量变换为一维的倾向得分,再根据倾向得分进行匹配,从而找到与实验组企业特征最相似的控制组,分离出“环保费改税”对税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的净效应。本文选取企业规模(*Size*)、企业年龄(*Age*)、产权性质(*Soe*)、营业收入增长率(*Growth*)、现金流(*Cash*)、企业盈利能力(*Roa*)、资产负债率(*Lev*)等控制变量作为协变量进行倾向得分匹配。匹配方法采用“最近邻”匹配(包括 1:1 匹配和 1:4 匹配)和“核匹配”。本文对以上协变量进行匹配。结果显示标准化偏差均小于 5% 且匹配后 *P* 值均不显著,表明实验组和控制组之间没有明显差异,匹配效果良好。表 6 列示了对有效匹配后的样本再进行 DID 的回归结果。结果显示,第(1)列至第(3)列的交互项(*Treat* × *After*)回归系数均显著为正,与前文结论一致。

表 4 “环保费改税”实施与全要素生产率

	(1) <i>TFP_lp</i>	(2) <i>TFP_lp</i>	(3) <i>TFP_lp</i>
<i>Treat</i> × <i>After</i>	0.2591 *** (19.1618)	0.0455 *** (3.6031)	0.0381 *** (2.7294)
<i>Soe</i>		-0.0131 (-0.3807)	-0.0082 (-0.2390)
<i>Size</i>		0.1945 *** (8.0213)	0.1930 *** (7.9068)
<i>Roa</i>		0.9952 *** (8.8780)	1.0219 *** (9.1245)
<i>Lev</i>		0.0471 (0.6031)	0.0490 (0.6247)
<i>Growth</i>		0.1966 *** (14.4079)	0.1917 *** (13.6252)
<i>Age</i>		0.0555 *** (12.0069)	0.0473 *** (10.0140)
<i>Cash</i>		0.1768 *** (2.6320)	0.1992 *** (2.9581)
<i>Top1</i>		-0.0014 (-1.1644)	-0.0014 (-1.1817)
<i>Ac</i>		-0.5978 *** (-2.7545)	-0.5850 *** (-2.6778)
<i>Year</i>	No	No	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Cons</i>	12.2210 *** (4411)	7.3509 *** (14.7613)	7.4441 *** (14.8899)
<i>N</i>	9420	9420	9420
<i>Adj-R</i> ²	0.0908	0.4454	0.4518
<i>F</i>	367.1739	195.0980	149.1566

注:***、**、* 分别对应 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 *t* 值;标准误为公司聚类稳健标准误,下同。

3. 更换被解释变量计算方法

如上文所述,本文使用 OP 法和 OLS 法两种方法重新测算企业全要素生产率,再进行回归分析。得到结果如表 7 所示,其中第(1)列至第(2)列为 OLS 法回归结果,第(3)列至第(4)列为 OP 法回归结果。结果显示:无论是否加入控制变量,*Treat* × *After* 的系数均显著为正,与前文结果保持一致。

4. 安慰剂检验

由于本文选取的样本时间区间是在 2015—2020 年,“环保费改税”对税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的政策效应可能会受到其他偶然事件或者政策的影

表 5 稳健性检验一:平行趋势检验

变量	(1) <i>TFP_lp</i>
<i>Treat</i> × <i>After</i> ⁻³	-0.0158 (-0.9003)
<i>Treat</i> × <i>After</i> ⁻²	-0.0166 (-1.4019)
<i>Treat</i> × <i>After</i> ⁰	0.0240 ** (2.1099)
<i>Treat</i> × <i>After</i> ⁺¹	0.0303 ** (1.9750)
<i>Treat</i> × <i>After</i> ⁺²	0.0358 (1.4168)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Year</i>	Yes
<i>Firm</i>	Yes
<i>Cons</i>	12.04 *** (1332.14)
<i>N</i>	9420
<i>Adj-R</i> ²	0.4516
<i>F</i>	118.0345

表 6 稳健性检验二:PSM-DID

	(1) 1:1	(2) 1:4	(3) 核匹配
<i>Treat</i> × <i>After</i>	0.0444 ** (2.4132)	0.0386 *** (2.7356)	0.0377 *** (2.7087)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Cons</i>	6.7024 *** (10.4794)	7.3943 *** (14.9589)	7.4770 *** (14.9203)
<i>N</i>	4998	8811	9411
<i>Adj-R</i> ²	0.4842	0.4701	0.4532
<i>F</i>	88.3673	145.5001	152.3659

表 7 稳健性检验三:改变被解释变量计算方法

	(1) <i>TFP_ols</i>	(2) <i>TFP_ols</i>	(3) <i>TFP_op</i>	(4) <i>TFP_op</i>
<i>Treat</i> × <i>After</i>	0.0247 *** (2.6427)	0.0169 * (1.9468)	0.0325 ** (2.1977)	0.0207 * (1.6582)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Cons</i>	-0.0511 *** (-10.4124)	1.7856 *** (7.3693)	2.1231 *** (295.2558)	1.0194 ** (2.3480)
<i>N</i>	9420	9420	9420	9420
<i>Adj-R</i> ²	0.0557	0.2097	0.0422	0.2947
<i>F</i>	36.5924	48.6003	43.2381	76.5906

响。对此,本文分别采用虚构政策年份和虚构实验组两种方法来开展安慰剂检验,并均进行了500次随机抽样,再按照模型(1)进行回归得到结果。图2报告了安慰剂检验结果,如图所示,X轴表示来自500个随机分配的政策效应估计系数对应的t值,曲线是估计的核密度分布,垂直线是未进行安慰剂检验的真实估计t值。可见,不管是虚构年份还是虚构实验组企业,在500次随机化测试后得到的估计结果基本对称分布在零点两边,说明大多数估计系数均值几乎为0且在统计学意义上并不显著,表明本文的基准估计结果由其他不可观察因素引发的概率很低。安慰剂检验结果支持了“环保费改税”提高了税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的结论。

上述测试表明,本文结果具有稳健性和可靠性。

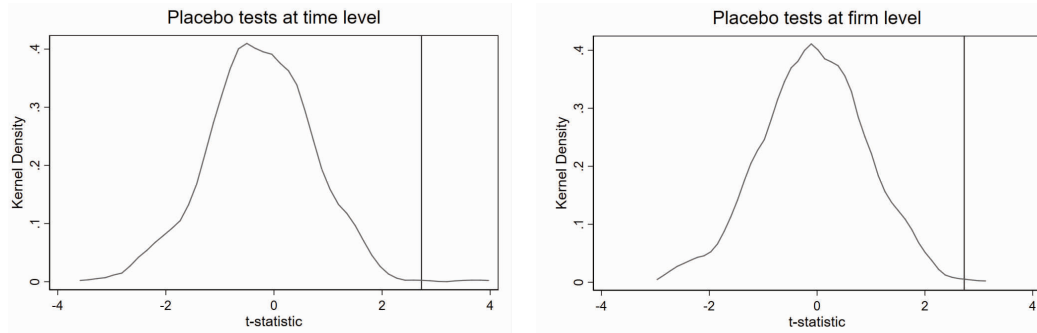


图2 安慰剂检验

五、进一步分析

(一)影响机制分析

前文结果表明,“环保费改税”对税费负担提标地区重污染企业全要素生产率具有促进作用。如本文理论分析所言,“环保费改税”短期内更倾向于促使企业通过优化资源配置效率来提高全要素生产率,而不是通过提高技术创新能力进而提高企业全要素生产率。下面本文将检验这两条影响机制是否成立。

1. 资源配置效率

重污染企业可以通过优化资本配置和劳动配置来提高总体资源配置效率,进而提高全要素生产率。投资活动是企业在生产经营过程中通过投放要素资源以期获得未来收益的经济活动,也是企业资本配置的主要形式^[43]。借鉴方军雄^[44]的做法,本文选择企业投资水平来检验“环保费改税”对重污染企业资本配置效率的影响,并建立“投资—投资机会”敏感性模型来考察“环保费改税”是否会通过优化资本配置来影响全要素生产率,模型表达为:

$$Invest_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Roa_{i,t} + \partial_2 Treat_i \times After_t \times Roa_{i,t} + \partial_3 Treat_i \times After_t + \partial_4 Controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,Invest为企业投资水平,企业投资水平=(购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付现金-处置固定资产、无形资产和其他长期资产回收的现金)/期末总资产。Roa为资产收益率,Controls为控制变量,与前文的变量定义一致。Treat×After×Roa的系数反映了《环保税法》对税费负担提标地区重污染企业资本配置效率的影响。结果如表8第(1)列所示,三次项(Treat×After×Roa)的系数显著为正,说明“环保费改税”实施显著提高了税费负担提标地区重污染企业的资本配置效率水平;参考Petrin和Sivadasan^[45]以及徐舒等^[46]的做法,当劳动要素的边际产出等于边际成本时,即劳动资源配置效率最高。本文用“企业劳动边际产出与边际成本之间的相对差值”来衡量企业层面的资源错配程度(MISA)。其中,MPL为企业的劳动边际产出,B为企业的劳动边际成本,等于企业支付给职工个人的平均工资和福利支出的总和。本文用“劳动边际产出与边际成本差额的对数”来度量劳动要素配置效率,如式(5)所示:

$$MISA_{i,t} = \ln |MPL_{i,t} - B_{i,t}| \quad (5)$$

MISA值越大,即企业劳动要素的配置效率越低。为得到企业i在第t年的劳动资源配置效率MISA_{i,t},需要先计算企业i在第t年边际劳动产出MPL_{i,t}。基于前文计算企业全要素生产率的生产函数(2)式可得式(6):

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_L \ln L_{i,t} + \beta_K \ln K_{i,t} + \beta_M \ln M_{i,t} + \omega_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, $\omega_{i,t}$ 代表企业 i 在第 t 年不可观测的全要素生产率。本文先采用基准回归中的 LP 法来估计生产函数可得劳动估计系数 β_L , 再通过(6)式中劳动投入 L 求偏导可得企业劳动边际产出 $MPL = \beta_L \times (Y/L)$, 最后计算出企业劳动配置效率 $MISA_{it}$ 。“环保费改税”对税费负担超标地区重污染企业劳动资源错配程度的回归结果如表 8 第(2)列所示。结果显示, $Treat \times After$ 的系数在 10% 的水平上显著为负, 说明“环保费改税”显著降低了税费负担超标地区重污染企业的劳动资源错配水平, 即提升了重污染企业的劳动配置效率。上述结果表明, “环保费改税”通过提高重污染企业资本配置效率和劳动配置效率改善了总体资源配置效率, 进而提高了重污染的全要素生产率, 假设 H2 得证, 即优化资源配置效率是“环保费改税”提高税费负担超标地区重污染企业全要素生产率的作用机制。

2. 创新补偿效应

研发和专利是已有文献中广泛用来度量企业创新投入和产出的重要指标, 本文选择企业研发支出 ($RDSA$) 和专利申请数量 ($Patents$) 两个指标来衡量企业创新活动。其中, $RDSA$ 等于研发支出占营业收入的比值; 为了消除量纲影响, 参照孔东民等^[47]的做法, 本文选择专利申请数量加 1 的自然对数来衡量专利 ($\ln Patents$)。表 9 列示了“环保费改税”对重污染企业当期创新投入和产出影响的回归结果。结果显示: $Treat \times After$ 的回归系数均不显著, 说明“环保费改税”没有在短期内增加税费负担超标地区重污染企业的研发支出和专利申请数量, 即“环保费改税”短期并未产生创新补偿效应, 假设 H3 成立。这说明敦促税费负担超标地区重污染企业实施创新活动不是“环保费改税”短期内促进全要素生产率提高的作用机制。对此, 可能的原因是: 一方面, 创新具有投入大、周期长、回报慢的特征, “环保费改税”后, 如果重污染企业选择进行技术创新和研发环保产品, 将在短期内挤占用于生产经营的资源, 影响短期绩效, 进而导致重污染企业短期技术创新动力不足。另一方面, 如果企业投入资金用于末端治理, 其表现形式就是在生产之后依据排污量缴纳环保税^[48]。我国环保税征收额从 2018—2019 年大幅上升, 说明起初重污染企业环保投入用于末端治理比例较大, 随后 2020 年和 2021 年稳步处于下降态势, 说明企业末端治理金额有所下降或者是高污染企业被市场淘汰。这说明税费负担超标地区重污染企业没有显著加大技术创新力度的原因, 可能跟重污染企业一开始倾向于投入资金用于末端治理有关, 而没有将环保投入用于改进生产工艺、研发环保技术和绿色产品等前端预防和清洁生产过程, 这表明企业本身尚未转变从末端治理到清洁生产的意识, 因此短期内企业主动开展技术创新意愿不强。而被市场淘汰的高污染低生产率企业则说明这类企业短期内没有及时调整生产方式和开展技术创新以实现转型升级和提高自身竞争力, 因而只能退出市场。

(二) 企业异质性分析

前文的结果表明, “环保费改税”会显著提高税费负担超标地区重污染企业的全要素生产率, 但这种效果可能会因受到企业个体特征的影响而有所差异。本文将从产权性质和研发投入强度维度考察“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的影响差异性, 以进一步为本文的因果关系分析提供验证。

1. 产权性质

国有企业和民营企业在股权结构、企业行为决策方面存在重大差异。国有企业的平均生产率以及资源配置效率低于民营企业^[49]。“环保费改税”后, 国有企业由于其本身受到更多的政治干预, 容易获得财政补贴从而缓解“环保费改税”给自身业绩带来的不利影响。同时, 国有企业不如民营企业那样追求绩效和利润最大化, 而是更多关注社会和政治目标。因此, “环保费改税”后, 国有企业可能缺乏动力去优化资源配置效率、研发新技术和环保产品, 从而对全要素生产率并未产生实质性影响。而民营企业在面临更加严格的环境规制政策时, 为了

表 8 “环保费改税”的资源配置效应

	(1) <i>Invest</i>	(2) <i>MISA</i>
<i>Treat × After</i>	0.0055 * (1.9442)	-0.0253 * (-1.8943)
<i>Treat × After × Roa</i>	0.0232 * (1.5913)	
<i>Roa</i>	0.0721 *** (5.6894)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
<i>Cons</i>	0.0286 * (1.7477)	-4.9451 *** (-6.3002)
N	5030	9419
Adj-R ²	0.1579	0.6293
F	56.7742	231.7872

表 9 “环保费改税”的创新补偿效应

	(1) <i>RDSA</i>	(2) <i>lnPatents</i>
<i>Treat × After</i>	-0.0008 (-0.7143)	-0.0536 (-1.3229)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes
<i>Cons</i>	-0.0638 (-0.8817)	-8.2204 *** (-6.1522)
N	8409	8778
Adj-R ²	0.3880	0.2525
F	25.2484	169.6748

在激烈的市场竞争中生存并获得竞争优势,会更有动力去提高生产效率,从而提升全要素生产率。表 10 列示了“环保费改税”对重污染国有企业 and 民营企业全要素生产率产生影响的回归结果。结果显示:民营企业 $Treat \times After$ 的系数在 1% 水平上显著为正,而国有企业 $Treat \times After$ 系数并不显著。这说明,税费负担提标地区的民营企业相较于税费负担平移地区的民营企业显著提高了全要素生产率。但是,国有企业的实验组相比对照组并无显著提升。上述结果表明,“环保费改税”对税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的提升效应主要体现在民营企业中。

2. 研发投入强度

长期来讲,技术创新是重污染企业提升全要素生产率的重要路径,而研发投入是重污染企业实现创新驱动发展的重要前提。重污染企业增加研发投入用于改进生产技术,有利于获得技术补偿和减少排污成本,提高生产率水平。因此,本文认为“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的提升效应在研发投入大的企业中可能更显著。参考李蕾蕾等^[30]的做法,本文选取“研发支出占营业收入的比重”衡量企业研发投入强度,并以所有重污染企业研发投入中位数作为划分标准,将在中位数以上的企业划分为研发投入大组,反之则为研发投入小组。表 11 列示了在不同的研发强度下“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的分组回归结果。结果显示,在研发投入小组, $Treat \times After$ 的回归系数为 0.0359,在 10% 的水平上显著;在研发投入大组, $Treat \times After$ 的回归系数为 0.0512,在 1% 的水平上显著。此外,两组回归系数的组间差异为 0.0153(研发投入小组 - 研发投入大组),且在 1% 的水平上显著。由此可知,在不同研发投入强度的企业中,“环保费改税”均能显著提高税费负担提标地区重污染企业的全要素生产率,但对研发投入水平更高的税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的促进作用更大。

六、研究结论与政策建议

“环保费改税”能否在改善生态环境的同时提高重污染企业的全要素生产率,是评价该项改革实施效果的重要维度。本文利用 2018 年《环保税法》实施的准自然实验,运用双重差分模型实证检验了“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的影响。研究结论表明:“环保费改税”显著提高了税费负担提标地区重污染企业的全要素生产率,整体上支持了“波特假说”;但是,税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的提高并非源于“环保费改税”引发的创新补偿效应,而是源于“环保费改税”增加了资源配置效率。上述结果支持了“波特假说”有关“环境规制优化了资源配置效率进而提高企业生产率”的结论。进一步分析发现,“环保费改税”对税费负担提标地区重污染企业全要素生产率的提升效应主要存在于民营企业和研发投入强度大的企业。上述结论在经历平行趋势检验、PSM-DID 回归、更换被解释变量度量方法和安慰剂检验之后仍然成立。本文丰富了“环保费改税”经济后果微观视角的研究成果,并提供了“波特假说”资源配置效率层面的微观支持证据。

本文的平行趋势检验结果表明,“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的正向影响只存在于 2018 年和 2019 年,并未在 2020 年体现,说明“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的正向影响是短期行为,其长期政策效应尚未体现出来。“环保费改税”实施对企业创新的影响可能存在时滞效应,且企业开展技术创新需要承担创新成本和研发风险。因此,如何引导重污染企业形成购买环保节能专用设备、研发节能减排技术和研发绿色环保产品等长期行为,是值得关注的重大问题。本文的政策建议如下:一是加大税收优惠力度。本文异质性检验结果表明“环保费改税”对研发投入水平更高的重污染企业全要素生产率的促进作用更大,这说明国家应当积极给予财税支持以鼓励企业加大研发投入。一方面,国家可以进一步加大企业研发投入和技术更新的税收

表 10 企业产权异质性分析

	(1) 国有企业	(2) 民营企业
$Treat \times After$	0.0092 (0.37)	0.0505 *** (3.06)
Controls	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes
Cons	7.4408 *** (7.5388)	8.0394 *** (13.4721)
N	2633	6787
Adj-R ²	0.5193	0.4257
F	63.2582	113.9620

表 11 研发强度大小异质性分析

	(1) 研发投入小	(2) 研发投入大
$Treat \times After$	0.0359 * (1.9235)	0.0512 *** (2.7270)
Controls	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes
Cons	8.4274 *** (10.1933)	6.7352 *** (11.1695)
N	3951	5469
Adj-R ²	0.4711	0.4694
F	71.2078	95.6308
Difference Statistics	(1) - (2) = -0.0153 *** P 值 = 0.0000	

优惠力度,如将重污染企业购买环保节能专用设备投资额的一定比例抵减企业所得税应纳税额,从现有的10%提高至15%。另一方面,在现有《环保税法》规定基础上增加减税档次,扩大企业税收优惠空间以鼓励企业降污减排。现有减税档次为75%和50%两档,在此基础上可新增当纳税人排放应税污染物的浓度值低于国家和地方规定的污染物排放标准60%的,减按40%征税,低于80%的,减按20%征税等减税档次以提供税收优惠激励。二是提高环保补贴力度。各省级政府可以通过设置环保项目研发经费,保障专项资金用于鼓励重污染企业加大环保投入,为企业研发和引进污染治理技术、投资污染监测设备等活动提供资金和政策支持,从而缓解企业治污所面临的资金约束压力,以便更好地引导企业更好地开展节能减排和转型升级。三是加强政府监管力度。本文异质性检验结果表明“环保费改税”对重污染企业全要素生产率的提升效应主要存在于民营企业。这说明政府应加强对国有企业的合规监管力度,减少政治干预,提高对国有企业的环境行为激励,帮助企业克服产权性质差异发挥自身优势,实现税收中性。四是企业自身需要转变污染治理思路从被动接受到主动治理、从末端治理到清洁生产。创新是一项长期决策,企业必须意识到只有在不断优化自身资源配置的同时改进生产工艺和研发环保产品以获得创新驱动动力,才能在未来日益严格的环境规制下,实现绿色转型和高质量发展。

参考文献:

- [1] Pigou A C. The economics of welfare(4th Edition) [M]. London: Macmillan, 1932.
- [2] Pearce D. The role of carbon taxes in adjusting to global warming[J]. Economic Journal, 1991, 23(2): 124-129.
- [3] Orlov A, Grethe H. Carbon taxation and market structure: A CGE analysis for Russia[J]. Energy policy, 2012, 51(3): 696-707.
- [4] 刘晔, 周志波. 环境税“双重红利”假说文献述评[J]. 财贸经济, 2010(6): 60-65.
- [5] Bovenberg A L, De Mooij R A. Environmental levies and distortionary taxation[J]. The American Economic Review, 1994, 84(4): 1085-1089.
- [6] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013(1): 56-71.
- [7] Albrizio S, Kozluk T, Zipperer V. Environmental policies and productivity growth: Evidence across industries and firms[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, 81(2): 209-226.
- [8] Gray W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. The American Economic Review, 1987, 77(5): 998-1006.
- [9] Boyd G A, McClelland J D. The impact of environmental constraints on productivity improvement in integrated paper plants[J]. Journal of environmental economics and management, 1999, 38(2): 121-142.
- [10] Palmer K, Oates W E, Portney P R. Tightening environmental standards: The benefit-cost or the no-cost paradigm? [J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 119-132.
- [11] Porter M E, Van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [12] Testa F, Iraldo F, Frey M. The effect of environmental regulation on firms' competitive performance: The case of the building & construction sector in some EU regions[J]. Journal of environmental management, 2011, 92(9): 2136-2144.
- [13] 赵红, 谷庆. 环境规制、引致 R&D 与全要素生产率[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2015(5): 23-34.
- [14] 孙学敏, 王杰. 环境规制、引致性研发与企业全要素生产率——对“波特假说”的再检验[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2016(2): 10-16.
- [15] 王海, 尹俊雅, 李卓. 开征环保税会影响企业 TFP 吗——基于排污费征收力度的实证检验[J]. 财贸研究, 2019(6): 87-98.
- [16] 李建军, 刘元生. 中国有关环境税费的污染减排效应实证研究[J]. 中国人口? 资源与环境, 2015(8): 84-91.
- [17] 卢洪友, 刘啟明, 徐欣欣, 杨娜娜. 环境保护税能实现“减污”和“增长”么? ——基于中国排污费征收标准变迁视角[J]. 中国人口? 资源与环境, 2019(6): 130-137.
- [18] 何红渠, 黄凌峰. 征收排污费能有效提高企业绩效吗? [J]. 财经问题研究, 2017(7): 28-33.
- [19] 毕茜, 于连超. 环境税与企业技术创新: 促进还是抑制? [J]. 科研管理, 2019(12): 116-125.
- [20] 金友良, 谷灼仁, 曾辉祥. “环保费改税”会影响企业绩效吗? [J]. 会计研究, 2020(5): 117-133.
- [21] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境税会倒逼企业绿色创新吗? [J]. 审计与经济研究, 2019(2): 79-90.
- [22] 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(5): 109-118.
- [23] 程博, 熊婷, 殷俊明. 他山之石或可攻玉: 税制绿色化对企业创新的溢出效应[J]. 会计研究, 2021(6): 176-188.
- [24] 崔也光, 鹿瑶, 王京. 环境保护税对重污染行业企业自主创新的影响[J]. 税务研究, 2021(7): 60-65.
- [25] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [26] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 陈晓红. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5): 5-23.
- [27] XIE R, YUAN Y, HUANG J. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on “green” productivity: evidence from China[J]. Ecological Economics, 2017, 132(1): 104-112.

- [28]李平. 提升全要素生产率的路径及影响因素——增长核算与前沿面分解视角的梳理分析[J]. 管理世界,2016(9):1-11.
- [29]Shimamoto K. Effects of environmental regulations on pollution reduction and firm location[J]. Regional Science Inquiry,2016,8(3):65-76.
- [30]李蕾蕾,盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济,2018(7):136-154.
- [31]Porter M. America's green strategy[J]. Business and the environment;a reader,1996,33(2):1072.
- [32]Kothari S P, Laguerre T E, Leone A J. Capitalization versus expensing: Evidence on the uncertainty of future earnings from capital expenditures versus R&D outlays[J]. Review of accounting Studies,2002,7(4):355-382.
- [33]唐国平,李龙会,吴德军. 环境管制、行业属性与企业环保投资[J]. 会计研究,2013(6):83-89+96.
- [34]陈琪. 环保投入能提高企业生产率吗——基于企业创新中介效应的实证分析[J]. 南开经济研究,2020(6):80-100.
- [35]冀云阳,高跃. 税收治理现代化与企业全要素生产率——基于企业纳税信用评级准自然实验的研究[J]. 财经研究,2020(12):49-63.
- [36]Olley S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. 1992,42(2):35-46.
- [37]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The review of economic studies, 2003, 70(2):317-341.
- [38]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊),2012(2):541-558.
- [39]崔广慧,姜英兵. 环境规制对企业环境治理行为的影响——基于新《环保法》的准自然实验[J]. 经济管理,2019(10):54-72.
- [40]袁文华,孟丽,张金涛. 环境规制对企业全要素生产率的影响——基于中国新《环保法》的准自然实验研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2021(3):58-69.
- [41]郑宝红,张兆国. 企业所得税率降低会影响全要素生产率吗? ——来自我国上市公司的经验证据[J]. 会计研究,2018(5):13-20.
- [42]曹越,辛红霞,张卓然. 新《环境保护法》实施对重污染行业投资效率的影响[J]. 中国软科学,2020(8):164-173.
- [43]李志生,金陵. 银行竞争提高了企业投资水平和资源配置效率吗? ——基于分支机构空间分布的研究[J]. 金融研究,2021(1):111-130.
- [44]方军雄. 所有制、市场化进程与资本配置效率[J]. 管理世界,2007(11):27-35.
- [45]Petrin A, Sivadasan J. Estimating lost output from allocative inefficiency, with an application to Chile and firing costs[J]. Review of Economics and Statistics,2013,95(1):286-301.
- [46]徐舒,杜鹏程,吴明琴. 最低工资与劳动资源配置效率——来自断点回归设计的证据[J]. 经济学(季刊),2020(1):143-164.
- [47]孔东民,徐茗丽,孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究,2017(10):144-157.
- [48]徐保昌,谢建国. 排污收费如何影响企业生产率:来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济,2016(8):143-168.
- [49]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.

[责任编辑:杨志辉]

Has the “Environmental Protection Fee-to-Tax” Improved the Total Factors Productivity of Heavily Polluting Enterprises?

CAO Yue, TANG Yike, XING Hongxia

(School of Business Administration, Hunan University, Changsha 410006, China)

Abstract: The implementation of the “Environmental Protection Tax Law” provides a quasi-natural experimental environment for testing the effects of “Environmental Protection Fee-to-Tax”. This paper takes the listed companies in heavily polluting industries from 2015 to 2020 as a sample, and uses the difference-in-difference model (DID) to test the impact of “Environmental Protection Fee-to-Tax” on the total factors productivity of heavily polluting enterprises. The results of the study show that the “Environmental Protection Fee-to-Tax” has significantly increased the total factors productivity of heavily polluting enterprises, and overall supports the “Porter hypothesis”; however, the increase in total factors productivity of high-polluting enterprises is not due to the innovation compensation effect, but stems from the “Environmental Protection Fee-to-Tax” that has increased the efficiency of resources allocation. The above results support the conclusion of the “Porter hypothesis”, and affirms that “environmental regulations optimize the allocation of corporate resources and thus increase productivity.” Further analysis found that the “environmental protection fee-to-tax” improvement effect on the total factors productivity of heavily polluting enterprises exists in private enterprises, and the total factors productivity improvement effect is stronger in enterprises with high R&D investment intensity.

Key Words: sewage charge; environmental protection tax; total factors productivity; Porter hypothesis; fee-to-tax; efficiency of resources allocation