



环保税征收、融资约束与重污染企业经营风险 ——基于“税负提标”的准自然实验

郭梦 朱成成

摘要: 为了积极应对生态环境保护与经济之间的矛盾,近年来我国制定了许多环境制度。2016年,我国正式通过了《环境保护税法》,并于2018年起开始征收环保税。环保税征收作为我国一项重要的环境制度,其如何影响重污染企业的经营风险亟待研究。鉴于此,基于2012—2021年我国沪深A股重污染企业的面板数据,通过构建双重差分模型,研究发现环保税征收增加了重污染企业的经营风险。同时,经过安慰剂检验、PSM-DID检验等一系列稳健性检验之后,研究结论依然成立。进一步地,环保税征收通过增加企业税负压力进而加剧其经营风险。同时,随着融资约束的增大,征收环保税对重污染企业经营风险的影响也在增大。环保税的征收应当充分重视将约束与激励相结合,才能更好地实现“双重红利”。

关键词: 环保税征收 税负压力 融资约束 双重差分模型

一、引言

近年来,我国生态环境保护与经济之间的矛盾愈发突出。早期,我国重污染企业通过高投入、低效率的生产模式实现了快速发展。随着落后产能愈发过剩,环境污染问题也愈发严重。国家统计局数据显示,2021年第四季度我国采矿业、制造业以及电力、热力、燃气及水生产和供应业的产能利用率只有77.0%、77.6%和75.4%^①。同时,《2021年中国生态环境统计年报》显示,我国工业源废气中二氧化

硫排放量为209.7万吨,颗粒物排放量为325.3万吨^②。习近平总书记提出“绿水青山就是金山银山”的科学论断之后,我国出台了一系列政策着力解决这一突出矛盾。自2015年起,《全国环境宣传教育行动纲要(2016—2020)》《“十三五”生态环境保护规划》、新《环境保护法》等基础性环保法规陆续出台,我国开启了环境政策新元年。重污染企业作为我国环境问题突出的主要来源,受到了严格的环保约束。

目前,众多学者证实了中国的环境政

郭梦,上海立信会计金融学院会计学院;朱成成(通讯作者),哈尔滨工程大学物理与光电工程学院。

① 来自国家统计局, http://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1901343.html。

② 来自生态环境部, <https://www.mee.gov.cn/hjzl/sthjzk/sthjtnb/>。



策已经取得了显著成效。特别是在大气污染防治领域，新的空气质量标准（Chen, 2015）、大气污染防治行动计划（Jiang, 2015；Li et al., 2021）、碳排放权市场交易（Hu, 2020；Liu, 2021）等都显著抑制了污染物和温室气体的排放，高效实现了大气环境的污染防治。关于其对企业的影 响，学术界的争论仍未停止。许多学者认为环境政策在促进企业环境保护的同时，也产生了高额的环保成本支出，增大了企业经营的压力与风险（周迪等，2022；Zhu & Xu, 2022）。但是，“波特假说”在中国市场上也得到了部分学者的证实，即严格而灵活的环境政策不仅不会抑制企业积极性，反而会倒逼企业技术创新，并产生补偿效应促进经营和生产效率的提高（任胜钢等，2019）。

2016年我国正式通过《中华人民共和国环境保护税法》（下文简称“环保税法”），并于2018年起正式征收环境保护税（下文简称“环保税”）。这一环境政策通过直接对企业环境污染行为征收税费的方式，迫使企业遵守环保标准，增加环保支出。梳理相关文献发现，环保税的政策效果尚未形成统一结论。从宏观治理效果来看，征收环保税在一定条件下确实产生了显著的污染减排效应。但是就我国而言，征收环保税未来仍然需要进行阶段性与差异化的调整（叶金珍和安虎森，2017；卢洪友等，2018）。

从企业微观视角来看，对其评价尚未达成一致。目前，国内多数研究对其微观

影响为正面评价，认为环保税在中国实现了“波特效应”。田利辉等（2022）研究发现环保税征收促进了重污染企业的环保投资，并且主要体现为预防性而非治理性。李远慧和李沛垚（2022）基于省份税负提标与否构建双重差分模型，研究发现环保税征收促进了税负提标省份的工业企业增加研发投入，进而提高绿色创新水平。进一步地，王珮等（2021）、杨杨等（2022）研究发现环保税征收可以通过创新补偿效应全面提高 ESG 绩效和全要素生产率。相较于过去的排污费制度而言，征收环保税能够实现“双重红利”的高质量发展，即改善环境绩效的同时也促进了企业财务绩效。但是，部分学者对其影响也持有相反的意见。孙雪娇和甦叶（2020）认为环保税征收对企业创新产生了抑制效应，企业研发投入显著降低。进一步地，金友良等（2020）认为环保税在短期内对企业绩效的影响并不如预期，且在个体和时间维度上存在不规则变化。龙凤等（2021）也得出了相似的结论，并且发现税负提标对东部地区企业的净资产收益率和总资产报酬率的抑制作用更加明显。

环境保护对企业经营风险的影响如何值得进一步探究，环保税征收提供了良好的准自然实验条件。为此，本文基于2012—2021年间在沪深A股上市的重污染企业的面板数据，通过构建双重差分模型，依据“税负提标”与“税负平移”将环保税征收识别为一项准自然实验，以此探究其对重污染企业经营风险的影响及其



潜在机制。

本文的边际贡献在于：首先，本文基于企业经营风险视角，证实了环保税征收可能对重污染企业经营产生负面影响，为环境成本过高对企业造成负担提供了新的实证证据。这不仅为如何完善环保税征收工作的配套措施提供了更多思考，也为其他环保工作提供了可借鉴的经验；其次，基于税负压力和融资约束视角，本文分析了环保税征收对企业风险产生影响的内在机理，为环境规制可能对企业产生负面影响提供了理论解释；最后，本文依据“税负提标”与“税负平移”将其识别为一项准自然实验，通过构建双重差分模型进行研究能够有效缓解内生性问题。

二、政策背景与理论机制

（一）政策背景

我国环境税制体系已进行了长达40年的探索与完善工作。1978年，中共中央转批了国务院环境保护领导小组《环境保护工作汇报要点》，首次提出实行“排放污染物收费制度”的设想。次年《中华人民共和国环境保护法（试行）》实施，对超过国家排污标准的企业按其污染物排放数量和浓度征收排污费。经过三年排污费征收工作的试点经验，1982年国务院颁布了《征收排污费暂行办法》，开始在全国范围内征收排污费。然而，市场经济的深入发展对我国环境税制体系提出了与国际管理制度接轨的要求，对确立于计划时期的排污费制度必须进行改革。

2003年国务院颁布《排污费征收使用管理条例》，实行由“超标排污收费”向“排污即收费”转变，由“单因子收费”向“多因子叠加收费”转变。但是，在征收排污费的过程中存在“守法成本高、违法成本低”、征收面窄等问题，无法给予排污者必要的环保压力。2014年，我国进一步提高了排污费的征收标准，但是仍然无法解决排污者“宁缴费，不治理”的现实问题。据财政部发布的数据显示，2015年我国的排污费实际征收额为173亿元，而环境治理支出额达到4814亿元，收支差额达4641亿元。

2015年，国务院发布了关于《环境保护税法》的征求意见稿，这标志着我国排污费制度逐渐向环保税制度转变。2016年12月25日，我国通过“环保税法”，并于2018年1月1日起正式征收环保税。

（二）理论机制

1. 环保税征收与经营风险

合法性理论指出企业在经营活动中必须遵循法律法规、公众意愿、习俗习惯等要求，如果企业行为违背了合法性，其将受到行政罚款、融资限制、舆论压力等惩罚。近年来，随着环境问题逐渐突出，我国环境保护法律体系不断完善，公众环保意识与社会关注度明显提高，对企业环境合法性的标准也在不断提高。企业在生产经营过程中不能仅关注自身经济效益，还要将环境保护、社会责任纳入综合效益的考量范围内。

环境规制的完善能够提高社会公众对



企业环境合法性的标准，迫使企业增加环保支出。相关文献已经表明，我国环境规制已经起到了约束企业污染行为、促进企业绿色发展的环保效果，例如资源税改革（刘明慧和窦程强，2021）、中央环保督察（李依等，2021；王鸿儒等，2021）、新“环保法”（王晓祺等，2020；刘媛媛等，2021）。但是，关于环境规制对企业经营风险的影响，目前结论尚不统一。部分学者认为，环境规制在一定条件下也能发挥“波特效应”，即严格而灵活的环境规制能够倒逼企业技术创新，从而企业提高效率（湛仁俊等，2019；杨友才和牛晓童，2021）。因此，从长期来看环境规制有利于提升企业的核心竞争力，从而增强风险抵御能力。但是，也有部分学者认为环境规制如果过分严格，其将大幅度增加企业的环保支出，从而加重经营负担与风险（于文超等，2015；刘啟仁和黄建忠，2018）。

征收环保税是“庇谷税”手段的典型应用，即通过征税的方式将环境成本内部化，从而迫使企业加强环境治理行为。这对于企业经营的影响可能是负面的，环保税增加了重污染企业的环境保护支出，加剧了企业经营的成本压力。基于此，本文提出如下假设：

假设1：环保税征收增加了重污染企业的经营风险。

2. 税负压力的中介效应

我国自1978年起就开始探索排污费制度，并一直实施至2018年。与排污费制度相比，环保税在征税标准和征税方式上

进行了显著的革新。具体而言，首先在税额标准方面，环保税征收遵循“税负平移”的原则。部分环保税由排污费平移得来，以保证环境保护“费改税”顺利过渡。同时，为避免再次出现“宁缴税，不治理”的问题，环保税征收也允许地方在规定税额标准的基础上进行一定上浮加征。其次，在征收方式方面，环保税征收不再依靠行政手段，改为由税务部门依法征收。这一转变能够解决排污费制度存在的执法刚性不足、地方政府干预等问题，增强了纳税人的环保意识和遵从度，进一步规范了企业治污减排的责任。

对重污染企业来说，环保税是一种成本更高且无法逃避的成本支出。一方面相较于排污费时期环保税的征收标准更高，特别是部分地区实行了“税负提标”。另一方面，环保税由税务部门直接征收，降低了企业通过“寻租”规避缴税的可能。环保税征收是重污染企业环保成本支出直接增加的项目，税负压力的增加致使经营风险增加。基于此，本文提出如下假设：

假设2：环保税征收增加了重污染企业的税负压力，进而加剧了经营风险。

3. 融资约束的调节效应

MM理论认为资本市场是完善的，信息完全对称且不存在交易费用，负债利率均为无风险利率。因此，外源融资与内源融资可以完全替代，企业的投资行为仅取决于投资项目，与资本结构无关。但是，MM理论的假设在现实中并不成立。基于



信息不对称理论和交易费用理论, 优序融资理论认为外源融资较之内源融资需要支付更多成本。因此, 企业与外部融资机构的信息不对称程度越高, 外部融资的成本就越高 (Stewart & Nicholas, 1984), 其与内部融资成本的差额即为融资约束。

近年来, 随着绿色金融的不断发展, 重污染企业的融资门槛不断提高, 融资约束不断增强。融资约束与企业投资行为紧密联系, 因此其对企业经营风险具有非常重要的影响。一方面, 融资约束的增强限制了企业的投资规模, 产能的缩减进一步扩大了企业的经营风险。另一方面, 融资约束的增强使得企业规避研发创新。短期内, 创新行为的减少不会增加新的经营风险。但是, 长期来看企业丧失了提高核心竞争力的机会, 不利于持续经营。基于此, 本文提出如下假设:

假设 3: 融资约束在环保税征收与重污染企业经营风险提升的关系中起到了正向调节作用。

三、研究设计

(一) 模型设计

1. 基准回归模型

为了检验征收环保税对企业经营风险的作用, 本文构建了双重差分模型。具体如下:

$$\text{ZScore}_{ik} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_k \times \text{Time}_t + \beta_2 \text{Controls}_{ik} + \text{Year}_t + \text{Id}_k + \varepsilon_{ik} \quad (1)$$

模型 (1) 采用面板 OLS 回归模型进行检验。其中, ZScore_{ik} 表示 k 企业在第 t

年的企业经营风险, 交乘项 $\text{Treat}_k \times \text{Time}_t$ 表示征收环保税, Controls_{ik} 为一组控制变量, ε_{ik} 为随机误差项。同时, 本文控制了年份固定效应 Year_t 和个体固定效应 Id_k 。如果模型 (1) 中交乘项 $\text{Treat}_k \times \text{Time}_t$ 的系数 β_1 显著为负, 则表明征收环保税增大了企业经营风险。

2. 中介效应模型

为了进一步检验税负压力在征收环保税与企业经营风险的中介作用, 本文构建了如下模型:

$$\text{Tax}_{ik} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_k \times \text{Time}_t + \beta_2 \text{Controls}_{ik} + \text{Year}_t + \text{Id}_k + \varepsilon_{ik} \quad (2)$$

$$\text{ZScore}_{ik} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_k \times \text{Time}_t + \beta_2 \text{Tax}_{ik} + \beta_3 \text{Controls}_{ik} + \text{Year}_t + \text{Id}_k + \varepsilon_{ik} \quad (3)$$

其中, Tax_{ik} 表示 k 企业在第 t 年的税负压力。在模型 (2) 中, 如果交乘项 $\text{Treat}_k \times \text{Time}_t$ 的系数 β_1 显著为正, 表明环保税征收对增加了重污染企业的税负压力。在模型 (3) 中, 如果交乘项 $\text{Treat}_k \times \text{Time}_t$ 的系数 β_1 相较于模型 (1) 中有所降低, 表明税负压力在征收环保税与企业经营风险起到中介作用。

3. 调节效应模型

为了进一步检验融资约束对征收环保税与企业经营风险的调节作用, 本文构建了如下模型:

$$\begin{aligned} \text{ZScore}_{ik} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_k \times \text{Time}_t \times \text{WW/FC}_{ik} \\ & + \beta_2 \text{Treat}_k \times \text{WW/FC}_{ik} + \beta_4 \text{Time}_t \\ & \times \text{WW/FC}_{ik} + \beta_5 \text{WW/FC}_{ik} \\ & + \beta_6 \text{Controls}_{ik} + \text{Year}_t + \text{Id}_k + \varepsilon_{ik} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, WW/FC_{ik} 表示 k 企业在第 t 年



的融资约束程度。如果交乘项 $Treat_k \times Time_t \times FC_{it}$ 的系数显著为负，表明融资约束增大了环保税征收对重污染企业经营风险的提升作用。

(二) 变量设计

1. 被解释变量

经营风险 (ZScore)：参考游达明和刘亚庆 (2015) 的研究成果，选择财务风险 Z 值模型作为企业经营风险的代理变量。Z 值模型如下：

$$ZScore_{it} = 1.2X_1 + 1.4X_2 + 3.3X_3 + 0.6X_4 + 0.996X_5 \quad (5)$$

其中， X_1 为营运资本与资产总额的比值； X_2 为留存收益与资产总额的比值； X_3 为息税前利润与资产总额的比值； X_4 为权益市价与资产总额的比值； X_5 为销售收入与资产总额的比值。ZScore 越小则企业越可能发生财务危机，一般认为其大于 2.675 就表明企业经营状况良好，风险较小。

2. 解释变量

环保税征收 ($Time \times Treat$)：本研究定义 Time 为政策实施与否的虚拟变量，

若时间为 2018 及以后则 $Time=1$ ，否则 $Time=0$ 。定义 Treat 为政策试点地区的虚拟变量，若企业注册地所在省份为试点地区则 $Treat=1$ ，否则 $Treat=0$ 。二者交乘项为本研究的政策变量，即 $Time \times Treat$ 。

关于试点地区的划分，本文参考金友良等 (2020) 的研究成果，对比各地区税负标注与其排污费时期的征收标准，将我国 31 个省份（不包括港澳台地区）划分为税负平移组与税负提标组。税负提标才可以真正发挥征收环保税的作用，因此本文以税负提标组为实验组，税负平移组为控制组。具体划分情况如表 1 所示。

3. 中介变量

税负压力 (Tax)：通过“利润表”中的“税金及附加”进行测度。具体而言，本文将企业缴纳的税金及附加除以资产总额，以进行标准化处理。

4. 调节变量

首先，本文参考 Toni & Guojun (2006) 的研究成果，通过构建 WW 指数衡量企业的融资约束。具体模型如下：

表 1 各省税负标准

组别	类型	地区
税负平移	第一类	湖北、浙江、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
	第二类	云南、辽宁
	第三类	天津、上海、广东
税负提标	第一类	河北、江苏、山东
	第二类	河南、湖南、四川、重庆、贵州、海南、广西、山西
	第三类	北京



$$\begin{aligned}
 WW_{ik} = & -0.091 \times \text{Cashflow}_{ik} - 0.062 \times \text{Divpos}_{ik} \\
 & + 0.021 \times \text{Ldebt}_{ik} - 0.044 \times \text{Size}_{ik} \\
 & + 0.102 \times \text{Indsg}_{ik} - 0.035 \times \text{Sgrowth}_{ik}
 \end{aligned}
 \quad (6)$$

其中, Cashflow_{ik} 为企业当期的现金净流量与总资产之比。 Divpos_{ik} 为虚拟变量, 如果企业当期分红则取 1, 否则取 0。 Ldebt_{ik} 为企业当期的长期负债与总资产之比。 Size_{ik} 为企业当期总资产的自然对数。 Indsg_{ik} 为企业所属行业当期销售收入增长率。 Sgrowth_{ik} 为企业当期销售收入增长率。 WW_{ik} 越小, 表示企业当期面临的融资约束程度越弱。

其次, 为了保证稳健性, 本文参考 Charles et al. (2010)、顾雷雷等 (2020) 的成果构建了 FC 指数。具体模型如下:

$$P(\text{FC}=1|Z_{ik})=1/(1+e^{-Z_{ik}}) \quad (7)$$

$$\begin{aligned}
 Z_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Lev}_{ik} + \beta_2 \text{MB}_{ik} + \beta_3 (\text{Div}/\text{TA})_{ik} \\
 & + \beta_4 (\text{NWC}/\text{TA})_{ik} + \beta_5 (\text{EBIT}/\text{TA})_{ik}
 \end{aligned}
 \quad (8)$$

其中, Lev_{ik} 、 MB_{ik} 、 $(\text{Div}/\text{TA})_{ik}$ 、 $(\text{NWC}/$

$\text{TA})_{ik}$ 、 $(\text{EBIT}/\text{TA})_{ik}$ 分别为企业当年的资产负债率、账面市值比、现金股利占总资产的比重、营运资金占总资产的比重以及息税前利润占总资产的比重。通过 Logit 模型拟合出企业当年发生融资约束的概率, 以此度量融资约束 FC。

为了便于模型分析, 本文以当年融资约束的中位数为标准, 将 WW 、 FC 高于中位数的取 1, 否则取 0。

5. 控制变量

控制变量 (Controls): 参考企业经营风险的相关研究成果, 本文选取了一系列控制变量, 主要包括了企业财务指标和治理能力两个方面。具体变量定义如表 2 所示。

(三) 样本与数据来源

本文以我国沪深两市 A 股 2012—2021 年间的上市公司作为初始样本, 参考 2008 年中国印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》, 依据《证监会 2012 行业分类》筛选出重污染行业。同时, 进行如下筛选:

表 2 控制变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
Ltime	上市年限	Ln (上市年限)
Size	企业规模	Ln (总资产)
Lev	资产负债率	负债 / 总资产
ROA	盈利能力	净利润 / 总资产
Growth	成长能力	营业收入增长率
Man_fee	管理效率	管理费用 / 营业收入
Hold	高管持股比例	高管团队持股数 / 总股数
Board	董事会规模	Ln (董事会人数)
Ind_r	独立董事占比	独立董事人数 / 董事会人数
Dual	两职合一	若董事长与总经理为同一人则为 1, 否则为 0



表 3 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ZScore	10 053	5.208	9.365	-4.655	329.694
Ltime	10 053	2.242	0.745	0.693	3.332
Size	10 053	22.337	1.278	20.142	26.23
Lev	10 053	0.416	0.196	0.056	0.876
ROA	10 053	0.044	0.06	-0.174	0.224
Growth	10 053	0.169	0.391	-0.469	2.505
Man_fee	10 053	0.077	0.053	0.008	0.307
Hold	10 053	0.126	0.191	0	0.674
Board	10 053	2.25	0.175	1.792	2.773
Ind_r	10 053	0.373	0.05	0.333	0.556
Dual	10 053	0.266	0.442	0	1

① 剔除 ST、ST* 的样本；② 剔除上市一年及以内的样本；③ 剔除资不抵债的样本。为避免极端值的影响，对本文所有连续性变量均进行 1% 和 99% 分位上的缩尾处理。最终，本文共获取 1 474 家样本企业，共计 10 053 条观测值。本文所需企业财务数据主要来自 CSMAR 和 Wind 数据库。

四、实证检验

（一）描述性统计

表 3 报告了主要变量的描述性统计结果。其中，重污染企业的经营风险 ZScore 的均值为 5.208，标准差为 9.365。说明我国重污染企业的经营风险整体较低，但是差异较大。其他变量的描述性统计结果如表 3 所示。

（二）基准回归

1. 动态效应检验

为了保证双重差分模型估计的无偏

性，需要满足平行趋势假设的条件。本研究基于事件研究法进行动态效应检验，参考 Louis et al. (1993) 的研究成果构建如下模型：

$$ZScore_{ik} = \beta_0 + \sum_{t=2012}^{2021} \beta_1 Year_t \times Treat_k + \beta_2 Controls_{ik} + Year_t + Id_k + \varepsilon_{ik} \quad (9)$$

参考 Nunn & Qian (2011) 的研究成果，图 1 绘制了以样本期间第一年（2012 年）为基期，在 95% 置信区间下回归系数的估计结果。

可以发现，首先在 2018 年之前，回归系数估计的置信区间均包含 0 值。说明在征收环保税之前实验组与控制组并无显著差异，满足了平行趋势的假设。其次，在 2018 年及之后，回归系数估计的置信区间显著小于 0，说明征收环保税之后实验组的 ZScore 显著降低了。最后，在 2017 年 ZScore 已经出现了降低趋势。可能的原因

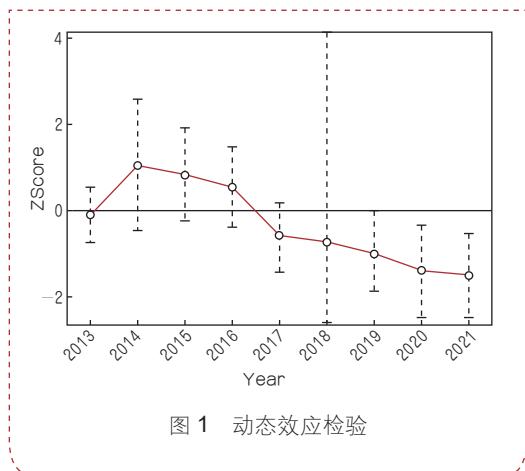


图 1 动态效应检验

是, 2016 年末我国就颁布了《环境保护税法》, 部分企业在 2017 年的过渡年份已经进行了战略调整, 增加了大量的环境保护支出。

2. 回归分析

如附表 1 列 1 所示^①, $Time \times Treat$ 的系数在 95% 水平上显著为负。如列 2 所示, 在加入控制变量之后, $Time \times Treat$ 的系数在 99% 水平上显著为负。回归结果说明, 征收环保税显著增大了重污染企业的经营风险。因此, 假设 1 得证。

控制变量之中, $Ltime$ 、 ROA 与企业经营风险显著正相关, 说明随着企业上市年限的增长和盈利能力的提升, 企业的经营风险更能得到有效的控制。 Lev 与企业经营风险显著负相关, 说明随着企业资产负债率的上升, 企业的经营风险也在扩大。

(三) 中介效应

如附表 1 列 3 所示, $Time \times Treat$ 的系数在 95% 水平上显著为正, 说明环保税征收显著增加了重污染企业的税负压力。如附表 1 列 4 所示, $Time \times Treat$ 的系数在 99% 水平上显著为负, 但是系数绝对值相较于列 2 降低了, 这说明税负压力在二者中起到了中介效应。因此, 环保税征收增加了重污染企业的税负压力进而加剧了经营风险, 假设 2 得证。

(四) 调节效应

如附表 1 列 5 所示, $Time \times Treat \times WW$ 的系数在 95% 水平上显著为负。如列 6 所示, 将融资约束替换为 FC 指数, $Time \times Treat \times FC$ 的系数也在 95% 水平上显著为负。回归结果说明, 融资约束增大了环保税征收对重污染企业经营风险的提升作用。因此, 假设 3 得证。

五、稳健性检验

(一) 安慰剂检验

为了避免估计结果受到其他潜在不可观测因素的影响, 本文进一步进行安慰剂检验。参考 Cai et al. (2016) 的研究成果, 通过随机抽样的方式虚构 12 个试点省份, 并将其作为“伪实验组”与 $Time$ 变量交互、回归。

图 2 绘制了循环 500 次随机抽样的回归结果, 横轴刻度了回归结果的估计系数,

① 附表 1~2 为增强出版, 中国知网—《金融市场研究》。

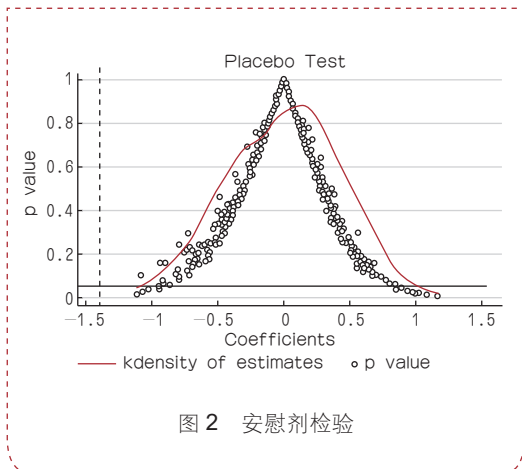


图2 安慰剂检验

纵轴刻度了回归结果的核密度分布及其 p 值。

可以发现，首先核密度曲线接近正态分布，说明检验基本满足随机抽样。其次，绝大多数随机抽样的回归系数值都在 0 值附近，且 p 值大于 0.05，说明虚构的伪实验组并未取得显著效果。最后，以横轴的竖虚线表示实际估计系数（见表 4 列 2），明显异于随机抽样的结果。因此，本文的检验结果比较稳健，基本不存在其他的替代解释。

（二）PSM-DID

为了保证稳健性，本文借鉴 James (1997) 的研究成果，对研究样本进行倾向得分匹配 (PSM)。具体来说，本文对 $\text{Time} \times \text{Treat}$ 与所有控制变量进行 Logit 回归，并计算倾向匹配得分值，进行 1:1 最邻近匹配。

由附表 2 中列 1 可知，PSM 后仅剩 3 430 条观测值。 $\text{Time} \times \text{Treat}$ 的系数在 95% 水平上显著为负，说明在消除了可能

影响实验组选择的因素之后，研究结果依然稳健。

（三）三重差分模型

本文选择采矿业 (B)、制造业 (C) 以及电力、热力、燃气及水生产和供应业 (D) 中的非重污染企业，作为另外一组控制组进行三重差分的检验。因为，征收环保税不会对非重污染企业造成显著影响，但是其他政策可能对此产生影响。此时第二对实验组与对照组的差异来源于其他政策的影响。将第一对实验组与对照组的差异（包含征收环保税和其他政策的差异）减去第二对实验组与对照组的差异，就可以得到征收环保税的净效应。因此，本文构建三重差分模型如下所示：

$$\begin{aligned} ZScore_{ik} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_k \times \text{Time}_t \times \text{Group}_{ik} \\ & + \beta_2 \text{Treat}_k \times \text{Group}_{ik} + \beta_4 \text{Time}_t \times \text{Group}_{ik} \\ & + \beta_5 \text{Group}_{ik} + \beta_6 \text{Controls}_{ik} \\ & + \text{Year}_t + \text{Id}_k + \varepsilon_{ik} \end{aligned} \quad (10)$$

其中，Group 为虚拟变量，当企业属于重污染行业时为 1，否则为 0。由表 5 中列 2 可知， $\text{Time} \times \text{Treat} \times \text{Group}$ 的系数在 99% 水平上显著为负，研究结果依然稳健。

（四）滞后效应

为避免内生性的问题，本文对自变量和所有控制变量滞后一期并重新回归检验。由表 5 中列 3 可知， $\text{Time} \times \text{Treat}$ 的系数在 99% 水平上显著为负，研究结果依然稳健。

（五）控制绿色金融的干扰

环保税征收可能受到其他环保制度的干扰，例如田利辉等 (2022) 发现绿色补



贴在一定程度上会削弱环保“费改税”对企业环保投资的促进作用。2017年,我国在浙江、江西、广东、贵州、甘肃和新疆六个省份实施了绿色金融改革创新试验区。参考斯丽娟和曹昊煜(2022)、郑汉和郭立宏(2022)的研究成果,本文通过双重差分模型构建绿色金融改革创新试验区的政策变量 GreenFinance,并将其作为控制变量加入基准回归模型。由附表2中列4可知,Time×Treat的系数在99%水平上显著为负,研究结果依然稳健。

(六) 替换测度

考虑到变量测度的误差问题,本文参考Ohlson(1980)提出的破产概率模型衡量企业的经营风险,具体如下:

$$\begin{aligned} \text{OScore} = & -1.32 - 0.407\text{Size} + 6.03\text{Lev} \\ & - 1.43\text{WCTA} + 0.0757\text{CLCA} \\ & - 2.37\text{ROA} - 1.83\text{FUTL} \\ & + 0.285\text{INTWO} - 1.72\text{OENEG} \\ & - 0.521\text{CHIN} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\text{CHIN} = (\text{NI}_t - \text{NI}_{t-1}) / (|\text{NI}_t| - |\text{NI}_{t-1}|) \quad (12)$$

其中,Size、Lev、ROA的变量定义均与上文相同;WCTA表示营运资金与总资产的比值;CLCA表示流动比率,即流动负债与流动资产的比值;FUTL表示经营性现金流与总负债的比值;INTWO为虚拟变量,若过去两年净利润均小于0则为1,否则为0;OENEG为虚拟变量,若企业资不抵债则为1,否则为0;NI表示净利润。OScore测度了企业的破产风险,该值越大企业风险越高。

附表2中列5将经营风险替换为

OScore测度,Time×Treat的系数在90%水平上显著为正,研究结果依然稳健。

六、结论与启示

为进一步探究环境规制对企业经营风险的影响,基于2012—2021年我国沪深A股重污染企业的面板数据,本文将2018年环保税征收作为一项准自然实验,通过构建双重差分模型研究其与企业经营风险之间的关系。研究发现,环保税征收加重了重污染企业的经营风险,并且经过一系列稳健性检验之后结论依然成立。进一步地,环保税征收通过增加企业税负压力进而加剧其经营风险。同时,随着融资约束的增大,征收环保税对重污染企业经营风险的影响也在增大。

基于此,本文提出如下政策建议:首先,在环保税征收的过程中要进行适度调整,避免对企业造成严重的经营负担从而挫伤企业积极性。同时,加大在环保税征收过程中优惠激励,形成约束与激励并存的征收方式。其次,在环保税征收的过程中要充分重视融资约束的作用,制定一系列配套措施降低其对企业经营的负面影响。加强对重污染企业的环境信息披露要求,充分发挥绿色金融、绿色信贷等的融资激励作用。只有在征收过程中兼顾严格与灵活、约束与激励,才能最大限度地发挥环保税对促进企业高质量发展的积极作用。^[N]

学术编辑: 韦燕春



参考文献

- [1] 湛仁俊,肖庆兰,兰受卿,刘嘉琪.中央环保督察能否提升企业绩效?——以上市工业企业为例[J].经济评论,2019(05):36-49.
- [2] 顾雷雷,郭建鸾,王鸿宇.企业社会责任、融资约束与企业金融化[J].金融研究,2020(02):109-127.
- [3] 金友良,谷钧仁,曾辉祥.“征收环保税”会影响企业绩效吗?[J].会计研究,2020(05):117-133.
- [4] 李依,高达,卫平.中央环保督察能否诱发企业绿色创新?[J].科学学研究,2021,39(08):1504-1516.
- [5] 李远慧,李沛垚.环境保护税对企业绿色技术创新水平的影响——基于沪深A股上市工业企业的分析[J].税务研究,2022(11):52-58.
- [6] 刘明慧,窦程强.原油和天然气资源税改革的绿色发展效应分析[J].税务研究,2021(02):26-34.
- [7] 刘啟仁,黄建忠.企业税负如何影响资源配置效率[J].世界经济,2018,41(01):78-100.
- [8] 刘媛媛,黄正源,刘晓璇.环境规制、高管薪酬激励与企业环保投资——来自2015年《环境保护法》实施的证据[J].会计研究,2021(05):175-192.
- [9] 龙凤,葛察忠,林菲等.环境保护税对企业绩效的影响研究:基于税额标准的提高[J].中国环境管理,2021,13(05):127-134+60.
- [10] 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].中国地质大学学报(社会科学版),2018,18(05):67-82.
- [11] 任胜钢,郑晶晶,刘东华等.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(05):5-23.
- [12] 斯丽娟,曹昊煜.绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J].中国工业经济,2022(04):137-155.
- [13] 孙雪娇,魁叶.环保“费”改“税”与企业创新投入——来自环保税政策实施准自然实验的证据[J].当代会计评论,2020,13(02):57-86.
- [14] 田利辉,关欣,李政等.环境保护税费改革与企业环保投资——基于《环境保护税法》实施的准自然实验[J].财经研究,2022,48(09):32-46+62.
- [15] 王鸿儒,陈思丞,孟天广.高管公职经历、中央环保督察与企业环境绩效——基于A省企业层级数据的实证分析[J].公共管理学报,2021,18(01):114-125+173.
- [16] 王珮,杨淑程,黄珊.环境保护税对企业环境、社会和治理表现的影响研究——基于绿色技术创新的中介效应[J].税务研究,2021(11):50-56.
- [17] 王晓祺,郝双光,张俊民.新《环保法》与企业绿色创新:“倒逼”抑或“挤出”?[J].中国人口·资源与环境,2020,30(07):107-117.
- [18] 杨杨,杨雨诗,杜剑.环保税对企业全要素生产率的影响研究[J].中央财经大学学报,2022(07):14-24+47.
- [19] 杨友才,牛晓童.新《环保法》对我国重污染行业上市公司效率的影响——基于“波特假说”的研究视角[J].管理评论,2021,33(10):55-69.
- [20] 叶金珍,安虎森.开征环保税能有效治理空气污染吗[J].中国工业经济,2017(05):54-74.
- [21] 游达明,刘亚庆.Z值财务预警模型在交通运输业的修正与应用[J].华东经济管理,2015,29(07):9-13+185.
- [22] 于文超,周雅玲,肖忠意.税务检查、税负水平与企业生产效率——基于世界银行企业调查数据的经验研究[J].经济科学,2015(02):70-81.
- [23] 郑汉,郭立宏.低碳城市试点对邻接非试点城市碳排放的外部效应[J].中国人口·资源与环境,2022,32(07):71-80.
- [24] 周迪,彭小玲,黄晴.命令型环境规制能否推动企业研发创新活动?——以“大气十条”为例[J].科研管理,2022,43(10):81-88.
- [25] Cai X, Lu Y, Wu M, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of development economics, 2016, 123: 73-85.
- [26] Charles J. Hadlock and Joshua R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [27] Chen W, Wang F, Xiao G, et al. Air quality of Beijing and impacts of the new ambient air quality standard[J].



- Atmosphere, 2015, 6(8): 1243-1258.
- [28] Hu Y, Ren S, Wang Y, et al. Can carbon emission trading scheme achieve energy conservation and emission reduction? Evidence from the industrial sector in China[J]. Energy Economics, 2020, 85: 104590.
- [29] James A. Ohlson. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy[J]. Journal of Accounting Research, 1980: 109-131.
- [30] James J. Heckman, Hidehiko Ichimura, Petra E. Todd. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme[J]. The Review of Economic Studies, 1997, 64(4).
- [31] Jiang X, Hong C, Zheng Y, et al. To what extent can China's near-term air pollution control policy protect air quality and human health? A case study of the Pearl River Delta region[J]. Environmental Research Letters, 2015, 10(10): 104006.
- [32] Li T, Ma J, Mo B. Does environmental policy affect green total factor productivity? Quasi-natural experiment based on China's air pollution control and prevention action plan[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2021, 18(15): 8216.
- [33] Liu J Y, Woodward R T, Zhang Y J. Has carbon emissions trading reduced PM_{2.5} in China?[J]. Environmental Science & Technology, 2021, 55(10): 6631-6643.
- [34] Louis S. Jacobson, Robert J. LaLonde, Daniel G. Sullivan. Earnings Losses of Displaced Workers[J]. The American Economic Review, 1993, 83(4).
- [35] Myers Stewart C, Majluf Nicholas S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have[J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13(2).
- [36] Nunn N, Qian N. The potato's contribution to population and urbanization: evidence from a historical experiment[J]. The quarterly journal of economics, 2011, 126(2): 593-650.
- [37] Toni M Whited, Guojun Wu. Financial Constraints Risk [J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19(2).
- [38] Zhu J, Xu J. Air pollution control and enterprise competitiveness—A re-examination based on China's Clean Air Action[J]. Journal of Environmental Management, 2022, 312: 114968.

Environmental Protection Tax Collection, Financing Constraints and Business Risks of Heavy Polluting Firms – A Quasi-Natural Experiment Based on “Tax Boosting”

GUO Meng¹ ZHU Chengcheng²

(1. Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, School of Accounting;

2. Harbin Engineering University, College of Physics and Optoelectronic Engineering)

Abstract In order to actively respond to the contradiction between ecological environmental protection and economic development, China has formulated many environmental systems in recent years. In 2016, China formally passed the Environmental Protection Tax Law and began to levy environmental protection tax from 2018. As an important environmental system in China, the collection of environmental protection tax, how it affects the business risk of heavily polluting firms needs to be studied urgently. In view of this, based on the panel data of China's heavy polluters in Shanghai and Shenzhen A-shares from 2012 to 2021, it is found that the environmental protection tax levy increases the business risk of heavy polluters by constructing a double difference model. Meanwhile, after a series of robustness tests such as placebo test and PSM-DID test, the research findings still hold. Further, environmental protection tax levy exacerbates the business risk of firms by increasing their tax pressure and thus their business risk. Meanwhile, with the increase of financing constraints, the impact of environmental protection tax levy on the business risk of heavily polluting firms also increases. The collection of environmental taxes should pay due attention to combining constraints and incentives in order to better realize the "double dividend".

Keywords Environmental Protection Tax Collection, Tax Pressure, Financing Constraints, Difference-in-differences Model

JEL Classification C33 H23 K32