

环境保护税对企业绿色技术创新的影响

——基于环保投资的因果中介效应分析

刘 樑, 李 雪, 蒋 攀

(西南科技大学经济管理学院, 四川 绵阳 621010)

摘 要:选择沪深 A 股 2010—2019 年化工行业上市企业作为研究样本, 利用因果中介效应分析和门槛回归模型探究环境保护税、环保投资与企业绿色技术创新三者之间的关系以及相应的作用机制。研究发现: 环境保护税会抑制我国化工企业绿色技术创新, 环保投资在环境保护税与企业绿色技术创新之间起中介作用, 且环保投资的中介效应占比为 2.35%; 环境保护税与环保投资之间存在单一“门槛效应”, 门槛前后均会抑制环保投资, 跨过门槛值后抑制作用减弱; 当前我国化工行业的环境保护税税率仍处于门槛值左端, 对环保投资的抑制作用仍处于较强阶段。因此, 未来要提高化工企业绿色技术创新, 需要完善环境保护税制度, 提高企业自身意识并制定相应的激励配套政策。

关键词:绿色技术创新; 环境保护税; 环保投资; 中介效应

中图分类号:F246 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2022)03-0050-10

一、引 言

传统化工行业, 由于其生产工艺复杂、产污环节多、排污量大的行业特征, 一度被认为是最大的工业污染源; 加之其安全生产事故频发, 以致人们常常谈“化”色变。2010—2019 年我国化工行业累计发生 78 起较大及以上化学爆炸事故, 其中重大事故 26 起^①, 造成了严重的人员伤亡和财产损失。化工行业作为我国基础产业和支柱产业, 其资金技术密集、体量庞大、价值链长, 是我国国民经济发展的命脉。党中央强调, 化工行业的发展不能以牺牲人民生命

财产与生活质量水平为代价, 这就要求化工行业积极采用清洁安全的生产技术, 推动化工绿色发展。2016 年 12 月, 我国颁布第一部具有里程碑意义的单行税收法律《中华人民共和国环境保护税法》, 目的是遏制重污染的生产经营活动, 通过施加压力促进产业结构的调整和技术创新。但环境保护税的征收能否有效促进绿色技术创新, 这一问题值得探讨和研究。环保投资作为一种特殊的投资活动, 能促进企业防污减排, 实现清洁化生产, 为企业绿色技术创新提供重要的资金支撑。然而, 企业所有的投资决策, 都会受到环境管制及其强度大小的影响^[1]。

基金项目: 国家自然科学基金(72004188); 中国工程院战略研究与咨询项目(2021-XY-16)

作者简介: 刘樑(1984—), 男, 副教授, 博士, 主要从事战略管理和企业管理研究。E-mail: liuliang@swust.edu.cn

①来源于环境与安全学报历年安全生产事故统计数据。

因此,环境保护税的实施必然会影响企业环保投资的相应变化,这种作用是促进还是抑制?相应促进或抑制的环保投资又能增加或减少企业多少绿色技术创新?换言之,环境保护税对企业绿色技术创新的因果效应中,有多大比例是通过环保投资来进行传递的,值得深入研究。

现有研究主要从宏观和微观层面探究环境保护税的实施效应。宏观层面上,关于环境保护税的研究主要围绕“双重红利假说”展开,一是环境保护税的“绿色红利”,即污染减排、保护环境^[2];二是环境保护税的“蓝色红利”,即减轻扭曲,增加就业机会,甚至带动经济增长^[3]。微观层面上,作为一种费用型环境规制手段,缴纳环境保护税无疑会提高企业生产成本,对企业的生产投资决策产生一定的影响。信春华等以煤炭企业作为研究样本,通过实证发现我国环境规制与生态投资呈“U”形关系,且当前命令型环境规制正向促进生态投资^[4]。毕茜等利用面板分位数回归进行实证后发现环境保护税能正向促进重污染企业绿色投资,但对处于不同分位企业的促进效应不同^[5]。Kvach 等通过对乌克兰和欧盟国家的环保投资、环境税收的效率和效果进行比较分析后发现,环境税的效率因其高税率而得到保证,它鼓励公司进行创新并进行适当的环保投资^[6]。

环境保护税对企业绿色技术创新的影响主要表现在以下方面:一是环境保护税能促进企业绿色技术创新。邵丽敏等通过研究发现,随着环保监管部门惩罚力度的增加,环境规制可以倒逼资源型企业绿色转型^[7]。郁培丽等研究发现将排污税和研发补贴组合起来可以实现社会福利的最大化,促进企业绿色技术创新^[8]。二是环境保护税的实施会抑制企业绿色技术创新。张平等认为,征收环境税增加了企业的生产成本,不存在某一“门槛”倒逼企业进行绿色技术创新^[9]。三是环境保护税与企业绿色技术创新之间的关系不确定或不是线性关系。范丹等通过研究发现我国环境保护税与绿色技术创新之间存在非线性关系,只有在特定的税费区间环境保护税才能发挥绿色技术创新作用^[10]。Guo 等的研究发现环境保护税与绿色技术创新呈“U”形关系,而中国目前正处于拐点之前的抑制阶段^[11-12]。

综上所述,现有文献为后续研究提供了逻辑起点,但仍具有较大的完善空间。主要体现在:第一,现有研究较多地探究了环境保护税、环保投资与企

业绿色技术创新三者之间的两两关系,但未将三者结合起来进行研究,更未探究环保投资在其中所起的中介效应;第二,现有研究多采用企业所在省份的广义环境税税率来衡量环境管制强度,无法从根本上反映狭义环境保护税对企业的实际执行情况和影响效应;第三,现有关于中介效应的研究多采用传统中介效应检验,未在因果推断的框架下进行,研究结果可能存在互为因果的内生性问题。

基于以上研究,为了探究环境保护税、环保投资与企业绿色技术创新三者之间的关系以及相应的作用机制,本文首先从微观出发,选择沪深 A 股化工行业上市企业 2010—2019 年的相关数据作为研究样本,探究环境保护税能否促进我国化工行业企业绿色技术创新;其次,基于因果中介效应分析探究环保投资在环境保护税和企业绿色技术创新之间所起的中介作用,以及环保投资以多大比例传递环境保护税对企业绿色技术创新的因果效应;最后,利用门槛回归模型探究我国环境保护税与环保投资之间的具体关系。

二、理论分析与研究假设

1. 环境保护税对企业绿色技术创新的影响

“双重红利”假说认为,环境税可以提高扭曲税收的经济效益,随着污染防治技术的改进,资源得到更为合理的配置^[13],推动了节能技术和污染控制技术^[14]。然而,绿色技术的非竞争性决定了它的公共产品属性,导致其缺乏创新动机。同时,企业进行环保投资并非自愿,更多是为了降低环境遵守成本^[15]。相应进行的绿色技术创新也不是他们环保投资背后的主要动机,而是作为实现社会和经济价值的一种方式,其最终追求的是经济效益^[16]。因此,在一定的环境管制强度下,只有当绿色技术创新所带来的收益之和能抵免费支出和相应的技术投入时,企业才会主动进行绿色技术创新。否则,环境保护税非但不会促进企业绿色技术创新,甚至还会打压企业的生产积极性^[17]。从实践经验来看,环境保护税在普遍情况下能够激励企业绿色技术创新^[18],但受地域差异^[19]、环保意识^[20]、知识产权保护^[21]、企业性质^[22]、创新效率^[23]和政府补贴^[24]等因素的影响呈现不同的结果。同时,从顶层制度设计来看,税率过低、税收制度不完善、奖惩机制未落实等因素的存在也会阻碍环境保护税绿色技术创新

效应的发挥。这就说明环境保护税能否促进企业绿色技术创新,该问题还需进一步探究和证实。

我国环境保护税是由排污费“费转税”改革而来,其征税强度与排污费相差无几,但作为一种更严格的环境规制手段,与排污费相比,环境保护税具有更强的法律强制力,其执行力更强。然而,当前我国环境保护税的税率整体偏低^[25],在极个别地区非但不具有环保效应,反而会加重环境污染行为^[26]。这是因为,在缺乏产能约束的情况下,企业更倾向于扩大产能来提高规模效应,从而抵消环境保护税的税收压力,导致企业绿色技术创新的能力受到抑制^[27]。因此,在较低的税率下,环境保护税要促进绿色技术创新更是鞭长莫及。

综上,本文认为当前我国环境保护税的实施,虽会给企业生产造成压力,但不足以刺激企业进行绿色技术创新。因此,提出假设 H1:环境保护税的实施会抑制企业绿色技术创新。

2. 环保投资在环境保护税与企业绿色技术创新之间的中介作用

波特假说^[28]、污染天堂假说^[29]和要素禀赋假说^[30]分别从促进、抑制和“双重”边际效应三方面解释环境规制对环保投资的影响,虽然三种假说各持不同观点,但都说明企业的环保投资决策会受到环境保护税征收强度的影响。

环保投资作为一个外显指标,表明企业在环境保护方面所作出的努力程度。作为一种独特的投资,它追求的是包含环境、社会、经济效益等在内的综合效益^[31]。同时,环保投资还为企业绿色技术创新提供了资金支持,有效的环保投资有利于企业绿色技术创新,提升自身价值^[32],环保投资与企业绿色技术创新之间对应的是投入与产出关系。因此,根据链式法则,环境保护税可以通过影响环保投资进而影响企业绿色技术创新。

“遵循成本说”认为环境规制具有挤出效应,这是由于污染的外部成本内部化将不可避免地增加企业的生产成本,挤占企业部分生产性投资,技术创新投入受到制约,从而间接抑制企业绿色技术创新^[33]。作为更加严格的环境规制手段,环保税的实施会显著提高企业的环保税费支出^[34],从而增加企业的生产成本。受此影响,企业将权衡环保投资带来的收益与环保税费支出大小,调整自身投资结构^[35],进而影响企业的绿色技术创新产出。

基于上述分析,可以推出,环境保护税对企业绿色技术创新的影响可以通过环保投资来实现。因此,本文提出假设 H2:环保投资在环境保护税与企业绿色技术创新中间起中介作用,即环境保护税通过抑制环保投资进而抑制企业绿色技术创新。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

选择沪深 A 股化工行业上市企业 2010—2019 年相关数据作为研究样本。化工行业的认定主要依据中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》和《上市公司环境信息披露指南》(环办函[2010]78 号),选取涵盖基础化工、化学化纤以及石油化工等与化工行业相关的上市企业,同时按照以下准则进行剔除和筛选:剔除 ST、*ST 样本;剔除关键变量缺失的样本;剔除控制变量缺失的样本。经过以上筛选,本文共得到 1458 个样本。

数据来源如下:企业绿色技术创新的数据来源于国家知识产权局的专利检索网站;环境保护税的数据来源于企业年度报告的财务报表附注;企业环保投资数据来自上市公司公开年报的在建工程明细科目;控制变量来源于希施玛数据库。同时,为了避免异常值的影响,对所有连续变量均进行前后 1% 的缩尾处理。

2. 变量定义与解释

(1)企业绿色技术创新

企业绿色技术创新主要是指企业为了节约能源,减少污染排放,提高资源综合利用效率而进行的涵盖整个产品生命周期的技术创新和升级改造活动。企业绿色技术创新包括投入和产出两个方面,但由于企业绿色技术创新投入难以从研发投入中剥离出来,故本文主要采用绿色技术创新产出衡量企业绿色技术创新。

现有研究中大部分学者采用绿色专利申请量来衡量企业绿色技术创新产出能力,但由于专利的申请量不等于专利获得量,申请的绿色专利可能不具有实际应用价值,因此绿色专利申请不能反映企业的实际绿色技术创新水平和成果。同时,企业绿色技术创新更注重技术的实际绿色效用,在进行测度时应更注重企业已经获得的具有实用价值的绿色专利^[36]。因此,本文选取企业绿色实用新型专利获得量来测度企业绿色技术创新。

(2) 环境保护税

环境保护税是指对开发利用资源、污染破坏环境或节约资源、保护环境的行为,按其污染或保护程度向个人和单位进行征收或减免的一种税收。它存在广义和狭义之分,根据经合组织的定义,广义环境保护税泛指所有与环境保护相关的税种,主要包括以环境保护税为主的事后干预型税收、以资源税、耕地占用税、城镇使用税为主的资源占用型税收和消费税、车船税、车辆购置税为主的行为引导型税收;而狭义环境保护税主要是指与环境保护相关的独立型税收。在我国,狭义环境保护税是指 2018 年正式实施的环境保护税,由排污费改制而来,是我国唯一的绿色税种。本文采用狭义环境保护税来测度环境保护税,2010—2017 年的环境保护税以排污费来进行替代。

(3) 环保投资

环保投资同固定资产一样,具有投资的普遍性,是指企业为了追求更高质量的经济效益,实现经济、社会和环境的可持续性发展,在节约资源和减少污染排放方面所进行的所有投资。本文将环保投资定义为企业环保支出中资本化支出的部分,采用上市企业公开年报中的“在建工程”明细科目下有关污染治理设备、与环保相关的生产线购置与改造等支出^[37]。借鉴黎文靖等^[38]的做法,采用经期末总资产平减处理后的上述当期发生额作为环保投资的衡量指标。

(4) 控制变量

选取主要控制变量如表 1 所示^[39-40]。

3. 模型构建

为验证上文提出的假设,根据选取的变量,构建

以下回归模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \sum \alpha_2 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 T_{it} + \beta_2 X_{it} + \sum \beta_3 Z_{it} + \xi_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 T_{it} + \gamma_2 X_{it} + \gamma_3 M_{it} + \sum \gamma_4 Z_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

式中: Y_{it} 为某公司某年的绿色技术创新; T_{it} 为某公司某年的随机生成的处理变量; X_{it} 为某公司某年的环境保护税; M_{it} 为某公司某年的环保投资; Z_{it} 为某公司某年一系列的控制变量; $\alpha_1, \beta_1, \beta_2, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ 为待估计的参数; $\alpha_2, \beta_3, \gamma_4$ 为控制变量的系数; $\alpha_0, \beta_0, \gamma_0$ 为常数项; $\varepsilon_{it}, \xi_{it}, \mu_{it}$ 为残差项; i, t 分别为公司和年份。

与传统中介效应分析不同,本文采用因果中介分析法来分析和检验。传统中介效应分析法采用逐步回归的方法,通过系数显著度判断中介变量是否在自变量与因变量之间起中介作用,未在因果推断的框架下进行,可能导致互为因果的内生性问题。而因果中介分析基于潜在结果框架和更普遍的反事实框架^[41],提供了在随机实验和非随机研究中确定因果效应的一般定义和假设,适用于中介变量或结果变量为连续或二元的任何中介模型。

因果效应假设每个独立的个体对于干预的不同维度都有潜在的结果值^[42]。假设干预随机生成的处理变量 T 是具有两个维度的二元变量,即干预 $T_i=1$ 或对照 $T_i=0$,那么每个独立的个体 i 都有一个结果 Y ,即 Y_{i1} 或 Y_{i0} ,个体层面的因果效应为 $Y_{i1} - Y_{i0}$ 。由于个体层面不同维度的处理效果是不可观察的,因此只能侧重于在平均水平上估计因果干预效应,即 $E\{Y_{i1} - Y_{i0}\}$ 。将因果效应运用至中介模

表 1 主要变量

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	企业绿色技术创新	Y	企业绿色实用新型专利获得量+1 的和的自然对数
解释变量	环境保护税	X	企业环境保护税额/营业收入(2010—2017 年的环境保护税以排污费代替)
中介变量	环保投资	M	环保投资额/资产总额
控制变量	企业规模	Z_{scale}	企业员工人数的自然对数
	资产负债率	Z_{debt}	期末总负债/期末总资产
	资本支出	$Z_{capital}$	购买固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金占总资产的比例
	第一大股东持有量	Z_{large}	第一大股东持股数量/股本总数
	现金持有量	Z_{cash}	货币资金/期末总资产
	股权性质	Z_{stock}	国有控股取 1,否则取 0
	机会成本	Z_{TobinQ}	托宾 Q 值
	总资产报酬率	Z_{roa}	净利润占平均总资产的比值
	两职合一	Z_{dual}	董事长和总经理不是由一人兼任时取 1,否则取 0
	两职分离率	Z_{sep}	实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差来表示

型,就可以在不同的中介维度和干预维度来定义和估计 Y 的平均维度潜在值。例如, $\delta_i(t)=\{Y_i,M_{i1}\}-\{Y_{it},M_{i0}\}$ 表示当个体固定在干预维度 t 时,对应个体从实验条件下实现的值 M_{i1} 到在对照条件下观察到的值 M_{i0} 的变化结果。相应地, $\vartheta_{it}=\{Y_{i1},M_{it}\}-\{Y_{i0},M_{it}\}$ 表示当个体固定在预定的 M_{it} 时从在实验组观察到的个体值到控制组观察到的个体值的变化结果。然而,这些结果都不能在个体水平上被观察,但可以在平均水平上被估计。因此有:

$$A = E[\{Y_{it},M_{i1}\} - \{Y_{it},M_{i0}\}] \tag{4}$$

$$D = E[\{Y_{i1},M_{it}\} - \{Y_{i0},M_{it}\}] \tag{5}$$

$$T_E = E[\{Y_{i1},M_{i1}\} - \{Y_{i0},M_{i0}\}] \tag{6}$$

式中: A 为平均中介效应; D 为直接效应; T_E 为总效应; E 为期望值。本文采用因果中介分析来研究环保投资在环境保护税与企业绿色技术创新之间的中介效应,一方面可以解决传统中介分析中可能存在的互为因果的内生性问题;另一方面可以测度环境保护税对企业绿色技术创新的因果效应中,有多大比例是通过环保投资所传递的。

四、实证分析

1. 描述性统计

通过对模型变量进行描述性统计,得到统计结果如表 2 所示。

在样本期间,各上市公司环境保护税占营业收入比率的平均值为 0.002,最大值为 0.023,最小值趋近于 0,这说明化工行业不同上市公司缴纳的环境保护税差异较大。上市公司环保投资占总资产比率的平均值是 0.004,这表明我国化工行业整体环

表 2 变量描述性统计

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
X	1458	0.002	0.004	2.65×10^{-6}	0.023
M	1458	0.004	0.010	0.000	0.063
Y	1458	0.398	0.696	0.000	3.784
Z_{scale}	1458	7.911	1.098	5.268	10.447
Z_{debate}	1458	0.453	0.207	0.056	0.925
$Z_{capital}$	1458	0.066	0.066	0.001	0.391
Z_{large}	1458	0.355	0.143	0.105	0.777
Z_{cash}	1458	0.150	0.136	0.009	0.841
Z_{stock}	1458	0.467	0.499	0	1
Z_{dual}	1458	0.176	0.381	0	1
Z_{sep}	1458	5.94	8.123	0	26.862
Z_{roa}	1458	0.041	0.060	-0.149	0.281
Z_{TobinQ}	1458	1.896	0.975	0.889	6.317

保投资水平较低,企业用于环境治理的投资情况不甚理想。我国化工行业上市企业绿色实用新型专利获得量自然对数的平均值为 0.398,最大值是 3.784,最小值为 0,这说明不同企业间的绿色技术创新差异较大,强化化工行业环保意识、实现绿色发展任重而道远。控制变量的统计结果与已有文献基本一致。模型变量的方差膨胀因子均未超过 2,故模型不存在多重共线性,相关性检验结果如表 3 所示。

2. 实证结果分析

基于以上数据和建立的模型,本文利用 stata 16.0 对环境保护税、环保投资与企业绿色技术创新之间的关系进行实证检验,检验结果如表 4 所示。

a. 环境保护税对企业绿色技术创新的直接影响效应。表 4 中模型 1 的回归结果汇报了环境保护税与企业绿色技术创新之间的关系。结果表明,环境保护税负向影响企业绿色技术创新,并在 1% 的水平上显著。说明环境保护税税率越高,对我国化

表 3 相关系数

变量	Y	X	M	Z_{scale}	Z_{debate}	$Z_{capital}$	Z_{large}	Z_{cash}	Z_{stock}	Z_{dual}	Z_{sep}	Z_{roa}	Z_{TobinQ}
Y	1.00												
X	-0.14	1.00											
M	0.06	-0.05	1.00										
Z_{scale}	0.36	-0.19	0.08	1.00									
Z_{debate}	0.21	-0.03	0.04	0.52	1.00								
$Z_{capital}$	0.00	0.07	0.15	0.04	-0.01	1.00							
Z_{large}	0.08	-0.10	0.05	0.21	0.12	-0.03	1.00						
Z_{cash}	-0.04	0.01	0.08	-0.15	-0.20	0.26	0.05	1.00					
Z_{stock}	0.11	0.05	0.13	0.36	0.38	-0.09	0.13	-0.13	1.00				
Z_{dual}	-0.08	0.11	-0.01	-0.20	-0.15	0.05	-0.01	0.08	-0.27	1.00			
Z_{sep}	0.08	-0.06	0.05	0.07	0.11	-0.06	0.26	0.05	0.03	-0.01	1.00		
Z_{roa}	-0.06	-0.06	-0.04	-0.17	-0.48	0.04	-0.02	0.19	-0.27	0.09	0.01	1.00	
Z_{TobinQ}	-0.17	0.16	-0.12	-0.42	-0.21	-0.11	-0.16	0.03	-0.13	0.06	-0.05	0.16	1.00

表 4 实证检验结果

变量	模型 1 (Y)	模型 2 (M)	模型 3 (Y)
T		$5.22 \times 10^{-4} (1.07)$	$-0.01 (-0.31)$
X	$-13.16^{***} (-4.09)$	$-0.12^{***} (-3.06)$	$-12.91^{***} (-4.00)$
M			$2.13 (1.01)$
Z_{scale}	$0.207^{***} (10.48)$	$8.30 \times 10^{-5} (0.32)$	$0.21^{***} (10.48)$
Z_{debate}	$0.007 (1.16)$	$-1.65 \times 10^{-3} (-1.03)$	$0.119 (1.18)$
$Z_{capital}$	$-0.150 (-0.55)$	$0.02^{***} (3.68)$	$-0.196 (-0.74)$
Z_{large}	$-0.065 (0.50)$	$7.32 \times 10^{-4} (0.39)$	$-0.068 (-0.51)$
Z_{cash}	$-0.067 (0.57)$	$4.58 \times 10^{-3} (1.59)$	$0.06 (0.49)$
Z_{stock}	$-0.041 (-1.04)$	$2.94 \times 10^{-3}^{***} (4.34)$	$0.04 (-1.18)$
Z_{dual}	$-0.026 (-0.67)$	$6.73 \times 10^{-4} (0.98)$	$-0.027 (-0.70)$
Z_{sep}	$0.004^* (1.74)$	$5.32 \times 10^{-5}^* (1.68)$	$0.004^* (1.68)$
Z_{roa}	$0.002 (0.01)$	$-4.35 \times 10^{-3} (-0.96)$	$0.016 (0.04)$
Z_{TobinQ}	$-0.018 (-1.07)$	$7.34 \times 10^{-4}^{***} (-4.09)$	$-0.016 (-0.96)$
常数项	$-1.207^{***} (-7.69)$	$1.55 \times 10^{-3} (0.67)$	$-1.206^{***} (-7.71)$
A		$0.0012 (-0.0014, 0.0062)$	
D		$-0.0130 (-0.0773, 0.0523)$	
T_E		$-0.0117 (-0.0751, 0.0523)$	
中介效应占比		$-0.0235 (-0.5730, 0.6877)$	
样本数	1458	1458	1458
R^2	0.1386	0.0637	0.1395

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 水平下显著；括号中数值分别为 t 值和 95% 水平下的置信区间。下同。

工企业绿色技术创新的抑制效应越显著。与预期一致,假设 1 得到验证。从控制变量的角度来看,企业规模正向影响企业绿色技术创新,且在 1% 的水平上显著。企业规模的系数为 0.21,说明每增加一单位的企业规模,企业绿色技术创新平均增加 0.21 个单位。这说明企业规模越大,越能促进企业绿色技术创新。这是因为与小规模企业相比,大规模企业拥有更加丰富的人力、资金、技术等资源,内部控制制度和体系更加健全,抗风险能力相对较强。两权分离率正向影响企业绿色技术创新,且在 10% 的水平上显著。两权分离率的系数为 0.004,这说明每增加一单位的两权分离率,企业绿色技术创新增加 0.004 个单位。两权分离率越大,越有利于企业绿色技术创新,一方面是因为控制权与所有权合一时,CEO 的决策自由度较高,为了自身利益,倾向于将资金投入风险较小、见效较快的项目,规避风险较高的投资活动,从而抑制企业的绿色技术创新,回归结果中两职合一与企业绿色技术创新之间的负向关系也印证了这一点。另一方面,当企业控制权与所有权分离时,CEO 的所有决策都会受到董事会的监督,其在进行决策时会考虑一些风险较高,但会给企业带来长远效益的项目,将企业资源和资金分配给相应的研发部门^[43],企业绿色技术创新水平的提升将得益于此。

b. 环境保护税对企业绿色技术创新的间接影响:基于环保投资的中介效应。本文采用 Hick 等的做法^[44],利用 Sata 生成处理变量 T ,将数据随机生成实验组和控制组,其中 1 表示实验组,0 表示控制组。采用 medeff 命令检验因果中介效应,模型 2 的回归结果汇报了环境保护税与环保投资之间的关系,模型 3 汇报了环境保护税、环境投资与企业绿色技术创新之间的关系。模型 2 的回归结果显示,环境保护税在 1% 的水平下通过了显著性检验,且系数为负,说明环境保护税对环保投资起负向抑制作用。模型 3 的回归结果显示,环境保护税负向影响企业绿色技术创新,且在 1% 的水平下显著,环保投资正向促进企业绿色技术创新。环境保护税对企业绿色技术创新的平均直接效应为-0.013,环保投资的平均中介效应为 0.0012,环境保护税对企业绿色技术创新的总效应为-0.0117。环保投资的中介效应占比为-0.0235,由于中介效应占比等于中介效应与总效应的比值,是一个矢量,仅与大小有关,故环保投资发挥的中介效应占比为 2.35%。因此,环保投资在环境保护税与企业绿色技术创新之间发挥了不完全中介效应,故假设 2 得到验证:环保投资在环境保护税与企业绿色技术创新之间发挥着中介作用,环境保护税通过抑制环保投资进而抑制企业绿色技术创新。

3. 稳健性检验

为了增强实证结果的稳健性,本文进行了以下稳健性检验:

a. 更换环境保护税的衡量方法。采用绝对规模的环境保护税额,即利用环境保护税税额(2010—2017 年以排污费代替)的自然对数重新进行回归,回归结果与上文实证结果基本一致。

b. 工具变量法。本文采用加入足够多的控制变量缓解了遗漏变量导致的内生性问题,同时采用因果中介检验缓解了解释变量和被解释变量之间互为因果关系导致的内生性问题,但仍可能存在未知的内生性问题。工具变量法普遍适用于解决不同情形导致的内生性问题,本文采用环境保护税的一阶滞后和二阶滞后作为工具变量,采用二阶段最小二乘法进行回归,检验结果如表 5 所示,与上文回归结果基本一致。过度识别检验中 P 值为 0.45,接受原假设,认为环境保护税的一阶滞后与二阶滞后外生,与扰动项不相关。同时,工具变量有效性检验中, F 统计量远远大于 10,且 F 统计量的 P 值小于 0.01,拒绝了弱工具变量的原假设,符合经验法则。

表 5 工具变量法两阶段检验模型

变量	第一阶段(X)	第二阶段(Y)
$L \cdot X$	0.627 *** (9.54)	
$L_2 \cdot X$	0.014 (0.31)	
X		-21.56 *** (-2.83)
M	-0.013 ** (-2.29)	0.87 (0.37)
Z_{scale}	-9.73×10 ⁻⁵ (-0.87)	0.208 *** (8.77)
Z_{debate}	2.61×10 ⁻⁵ (0.05)	0.290 (2.39)
$Z_{capital}$	0.003 ** (2.15)	-0.035 (-0.11)
Z_{large}	1.85×10 ⁻⁴ (0.29)	-0.014 (-0.09)
Z_{cash}	2.607×10 ⁻⁴ (0.38)	-0.047 (-0.32)
Z_{stock}	1.74×10 ⁻⁴ (0.95)	0.024 (-0.50)
Z_{dual}	1.105×10 ⁻⁴ (0.41)	-0.043 (-0.91)
Z_{sep}	-3.68×10 ⁻⁶ (-0.38)	0.006 * (1.92)
Z_{roa}	-0.002 (-1.27)	0.263 (0.74)
Z_{TobinQ}	2.29×10 ⁻⁴ *** (2.61)	-0.011 (-0.55)
常数项	6.05×10 ⁻⁴ (0.69)	-1.28 *** (-6.52)

注:第一阶段括号内数值代表 z 值;第二阶段括号内数值代表 t 值。

五、环境保护税影响环保投资的门槛效应

上述研究发现,环保投资作为企业绿色技术创新中重要的资金来源,在环境保护税与环保投资之间发挥着重要的中介作用。即环境保护税的实施会抑制环保投资,进而抑制企业绿色技术创新,但这与大部分学者之前的研究结果相悖,即环境保护税对

环保投资具有正向促进作用^[45]。前文研究中提到,税率过低、税收制度不完善、奖惩机制未落实等因素的存在也会阻碍企业绿色技术创新,但具体是什么原因导致这一结果的发生,还需进一步分析和探究。因此进一步探究环境保护税与环保投资之间的具体关系,对于深掘环境保护税抑制企业绿色技术创新的真正原因有着重要的现实意义。

环保投资作为一种特殊的投资,投资周期长,投资收益见效慢,企业进行的环保投资多是为了迎合政府环境管制的需要,并非出于主动性^[46]。在缺乏环境规制时,企业一般不会主动进行污染治理,这就导致环境的负外部性。政府采用环境规制的经济手段调节外部性导致的无效率问题,将环境问题的负外部性内部化。显然,这时企业主动进行的环保投资也是出于降低环境遵守成本的目的^[15]。因此,企业环保投资受到环境管制强度的影响,表现出“双重作用”^[47]。当环境规制较为宽松时,对企业环保投资意愿呈边际“递减”效应;反之,当实施严格的环境规制时,企业的环保投资呈边际“递增”效应。

综上,环境保护税与环保投资之间的关系会受到环保税率的影响,这种关系不是单一线性关系,可能存在门槛效应,即随着环境保护税的提高,环境保护税与环保投资之间呈现波动趋势。

1. 模型构建

采用 Hausman 建立的固定效应面板门槛回归模型^[48]进行实证分析,构建如下门槛模型:

$$M_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 X_{it} I(X_{it} \leq q) + \varphi_2 X_{it} I(X_{it} > q) + \partial Z_{it} + \omega \tag{7}$$

式中: ∂ 为控制变量的系数; $I(\cdot)$ 为性函数,内部的变量为门槛变量; q 为门槛值; ω 为随机误差; φ_0 为常数项; φ_1 、 φ_2 分别为待估计的参数。

2. 门槛效应检验

利用以上数据进行非平衡面板的固定效应门槛回归,同时采用“自抽样法”进行检验,门槛效应存在性检验结果如表 6 所示。

表 6 门槛效应存在性检验

模型	F 值	P 值	自由抽样 次数	不同显著性临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	25.79 ***	0.000	300	16.444	11.864	10.393
双重门槛	9.29	0.180	300	15.075	13.139	11.269

由表 6 可见单一门槛通过了 1% 的显著性检验,而双重门槛未通过显著性检验,说明模型存在单

一门槛值。

3. 门槛估计值检验

为了验证门槛值的真实性,借助 stata. 16 得到门槛估计值的似然比函数图,如图 1 所示。由此可见,单一门槛模型中门槛的估计值是 0. 0041,门槛估计值的 95% 的置信区间是所有统计量小于 5% 显著水平下的临界值 7. 35 (对应图中虚线) 构成的区间,所以门槛估计值的 95% 置信区间是[0. 003 4,0. 004 6]。

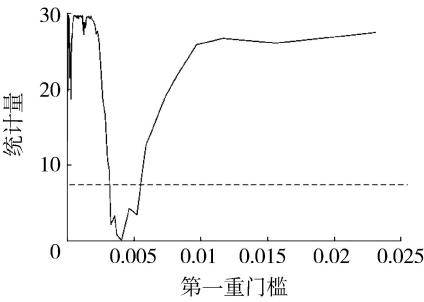


图 1 门槛 1 的估计值及 95% 的置信区间

4. 门槛参数估计结果

上述结果表明环境保护税对环保投资的效应呈非线性关系,表 7 是单门槛面板回归结果,其中 X_1 和 X_2 分别代表在 0. 004 1 左、右两侧税负区间的环境保护税。

表 7 单门槛面板回归结果

M	系数	标准差	t 值	95% 置信区间
X_1	-1. 535 4 ***	0. 464 0	-3. 31	[-2. 453 2, -0. 617 6]
X_2	-0. 215 5 ***	0. 063 5	-3. 39	[-0. 341 2, -0. 089 9]
Z	是	是	是	是
常数项	0. 001 9	0. 005 1	0. 38	[-0. 008 2, 0. 012 0]

该回归模型的 F 值是 4. 31, P=0. 000 3, 说明模型能从整体上反映结果。环境保护税在不同税负区间上的回归系数均在 1% 的水平上显著。这表明当环境保护税税率小于 0. 004 1 时,每增加一个单位的环境保护税,环保投资就会减少 1. 54 个单位;当环境保护税税率大于 0. 004 1 时,每增加一个单位的环境保护税,环保投资会减少 0. 22 个单位。这说明随着环境保护税的进一步加大虽会继续抑制企业的环保投资,但总体抑制作用在减弱,随着环保税率的提高,企业不得不将逐渐进行环保投资。

根据上文描述统计结果,可以得知我国化工行业企业的环保税率(环境保护税/营业收入)的平均值为 0. 002, 小于门槛值 0. 004 1, 说明我国化工行业环境保护税税率仍处于对环保投资抑制作用较为明显的区间,我国化工行业的环境保护税率整体处于

较低水平,故无法对企业绿色技术创新起到激励作用。因此,当前阻碍环境保护税促进我国化工企业绿色技术创新的主要原因是我国环境保护税的税率偏低,证实了前文关于影响企业绿色技术创新的原因的相关推测之一。

六、结论与政策建议

1. 结论

a. 环境保护税会抑制企业绿色技术创新。环境保护税与企业绿色技术创新之间的系数为 -13. 16, 负向抑制化工企业绿色技术创新, 未能倒逼化工行业实现绿色发展, 其深层次原因在于我国环境保护税税率过低, 未能全面实现激励作用。

b. 环保投资在环境保护税与企业绿色技术创新之间发挥部分中介效应, 即环境保护税通过抑制环保投资进而抑制企业绿色技术创新。其中, 环保投资的中介效应占比为 2. 35%, 环境保护税对企业绿色技术创新的平均直接效应为 -0. 013, 环保投资的平均中介效应为 0. 001 2, 环境保护税对企业绿色技术创新的总效应为 -0. 011 7。

c. 环境保护税与环保投资之间存在单一门槛效应, 门槛值前后均抑制环保投资, 跨过门槛值后抑制效应减弱。我国化工行业环境保护税税率平均值位于门槛值左端, 对环保投资的作用处于较强抑制阶段。出现环境保护税抑制我国化工行业环保投资和企业绿色技术创新情况的一个很重要的原因是由于我国当前环境税税率仍处于较低水平。

2. 政策建议

a. 完善环境保护税。当前我国化工行业环境保护税率普遍较低, 对环保投资和企业绿色技术创新的抑制作用较强, 应提高环境保护税率, 实行差异化征收, 逐步提高污染物排放量较高且环境质量较差地区的适用税率。加强环保部门和税务部门的合作, 通过建立信息共享平台或派驻环保部门人员到财税部门, 定期交流, 提高协调度。提高税款使用的透明度, 调动生产者保护环境的积极性。创新征管技术, 提高监测精准度和税收稽查力度, 加强公众监督和参与度, 同时在企业中推广排污许可证的使用, 要求企业按照标准进行排污、自行监测并建立排污台账, 定期公开信息。完善对排污低于规定标准的企业税收优惠政策, 发挥环境保护税的激励作用, 激发企业的治污主动性。

b. 提高企业自身环保意识。引导企业逐步树立正确的环境价值导向,鼓励企业主动披露环境保护相关信息,自觉接受来自政府和公众的监管监督,提高企业自身责任意识和良好的环境形象。促进化工企业两权分离,加大企业绿色技术研发的相关投入,加快企业向绿色发展转型的进程。提供人才支持,实施更灵活、更加有效的创新人才激励政策,加大人才的引培力度,同时鼓励企业配备和引入污染监测和环境会计等专业人才。加强化工企业、高校与科研机构合作,鼓励构建龙头企业牵头、高校院所支撑、各创新主体相互协同的创新联合体,加速清洁生产、污染回收处理技术、检验检测技术、绿色产品的创新与落地。

c. 完善企业环保投资相关补贴政策。针对企业的环保投资,按比例配套补贴,提高企业环保投资意愿,同时制定完善的补贴申请程序和要求,严格监管资金用途,确保企业用于绿色技术创新。拓宽企业的环保投资的融资渠道,降低融资风险和融资约束,降低企业用于环保投资的融资成本,精准支持重污染企业,帮助企业摆脱现金流短缺以致挤压企业环保投资的困境。为企业环保投资注入强大的内生动力,通过对企业环保板块的剥离、重组和股改、上市,可以依靠股权投资有效打通企业环保投资的出口,从而成为企业污染治理投资的巨大内生动力。

d. 制定绿色技术创新的激励配套政策。单一的环境保护税不能发挥对企业绿色技术创新的激励作用,甚至会表现出抑制作用,不能充分实现环境保护和技术创新的双重目标,需要与其他环境政策和创新政策形成叠加,以削弱和矫正环境保护税对企业绿色技术创新的抑制作用。首先,在总体上减少命令型和行政型环境规制政策,但需加大实施强度,增强环境法律、规章、标准等的实施有效性。其次,积极运用经济型和激励型政策,制定鼓励型和自愿性政策,加强社会经济发展中的“内在约束”力量。最后,制定绿色科学技术政策,鼓励化工企业开拓新的可利用的资源,开发新的材料利用、清洁生产技术、环境污染治理技术以及废弃物回收再利用技术,使得化工企业自身技术优势,成为治污主力,引导我国经济实现高质量的发展。

参考文献:

[1] GRAYW B, SHADBEGINR J. Environmental regulation,

investment timing, and technology choice [J]. Journal of Industrial Economics, 1998, 46 (2) : 235-256.

[2] FREIRE-GONZALEZ J. Environmental taxation and the double dividend hypothesis in CGE modelling literature: a critical review [J]. Journal of Policy Modeling, 2018, 40 (1) : 194-223.

[3] 夏勇,钟茂初. 环境规制能促进经济增长与环境污染脱钩吗? ——基于中国 271 个地级城市的工业 SO₂ 排放数据的实证分析 [J]. 商业经济与管理, 2016, 30 (11) : 69-78.

[4] 信春华,赵金煜,蔡国艳. 环境规制对煤炭企业生态投资的影响——基于面板数据的实证分析 [J]. 干旱区资源与环境, 2018, 32 (3) : 17-22.

[5] 毕茜,于连超. 环境税的企业绿色投资效应研究——基于面板分位数回归的实证研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26 (3) : 76-82.

[6] KVACH Y, PIATKA N, KOVAL V. Management of sustainable entrepreneurship adaptation to tax changes in environmental investment [J]. Baltic Journal of Economic Studies, 2020, 6 (5) : 96-105.

[7] 邵利敏,高雅琪,王森. 环境规制与资源型企业绿色行为选择:“倒逼转型”还是“规制俘获” [J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2018, 20 (6) : 62-68.

[8] 郁培丽,石俊国,窦姗姗,等. 技术创新、溢出效应与最优环境政策组合 [J]. 运筹与管理, 2014, 23 (5) : 237-242.

[9] 张平,张鹏鹏,蔡国庆. 不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26 (4) : 8-13.

[10] 范丹,梁佩凤,刘斌,等. 中国环境税费政策的双重红利效应——基于系统 GMM 与面板门槛模型的估计 [J]. 中国环境科学, 2018, 38 (9) : 3576-3583.

[11] GUO Y Y, XIAX N, ZHANG S, et al. Environmental regulation, government R&D funding and green technology innovation: evidence from China provincial data [J]. Sustainability, 2018, 10 (4) : 940.

[12] SONG M, XIE Q, WANG S, et al. Could environmental regulation and R&D tax incentives affect green product innovation? [J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 258 : 120849.

[13] TERKLA D. The efficiency value of effluent tax revenues [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1984, 11 (2) : 107-123.

[14] PIERCE D. The role of carbon taxes in adjusting to global warming [J]. The Economic Journal, 1991, 101 : 938-948.

[15] MAXWELLJ W, DECKERC S. Voluntary environmental investment and responsive regulation [J]. Environmental and Resource Economics, 2006, 33 (4) : 425-439.

[16] UKKO J, SAUNILA M, RANTALA T, et al. Sustainable development: implications and definition for open sustainability [J]. Sustainable Development, 2019, 27 (3) :

- 321-336.
- [17] 李香菊,贺娜.地区竞争下环境税对企业绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2018,28(9):73-81.
- [18] 商波,杜星宇,黄涛珍.基于市场激励型的环境规制与企业绿色技术创新模式选择[J].软科学,2021,35(5):78-84.
- [19] DENG Y, YOU D, ZHANG Y. Research on improvement strategies for low-carbon technology innovation based on a differential game: the perspective of tax competition[J]. Sustainable Production and Consumption, 2021, 26(4): 1046-1061.
- [20] 张渝,王娟茹.主观规范对绿色技术创新行为的影响研究[J].软科学,2018,32(2):93-95.
- [21] 顾晓燕,朱玮玮,符斌.空间视角下知识产权保护、技术创新与产业结构升级[J].经济问题,2020(11):68-75.
- [22] 黄亮,邓久根,黄钰滢.环境规制、企业异质性与绿色技术创新[J].金融教育研究,2021,34(1):62-71.
- [23] 高萍,王小红.财政投入、环境规制与绿色技术创新效率——基于2008—2015年规模以上工业企业数据的实证[J].生态经济,2018,34(4):93-99.
- [24] 田红娜,刘思琦.政府补贴对绿色技术创新能力的影响[J].系统工程,2021,39(2):34-43.
- [25] WANG Y, YU L. Can the current environmental tax rate promote green technology innovation? —evidence from China's resource-based industries[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 278(2): 123443.
- [26] SAVEIKYTE G, BUTVILAITE A, BUTKUVIENE V, et al. The effect of environmental taxes on environmental pollution and use of natural resources [J]. Management Theory and Studies for Rural Business and Infrastructure Development, 2015, 37(3): 425-437.
- [27] 卢洪友,刘啟明,徐欣欣,等.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,2019,29(6):130-137.
- [28] XIER H, YUANY J, HUANGJ J, et al. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on “Green” productivity: evidence from China [J]. Ecological Economics, 2017, 132: 104-112.
- [29] MEH A, CAPORALEG M, RAULT C, et al. Environmental regulation and competitiveness: evidence from Romania [J]. Social Science Electronic Publishing, 2012, 81: 130-139.
- [30] WUJ W, WEIY D, CHEN W, et al. Environmental regulations and redistribution of polluting industries in transitional China: understanding regional and industrial differences[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 206: 142-155.
- [31] 彭峰,李本东.环境保护投资概念辨析[J].环境科学与技术,2005(3):72-74.
- [32] LEES H, PARK S, KIM T. Review on investment direction of green technology R&D in Korea [J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 2015, 50: 186-193.
- [33] 朱金鹤,王雅莉.创新补偿抑或遵循成本? 污染光环抑或污染天堂?——绿色全要素生产率视角下双假说的门槛效应与空间溢出效应检验[J].科技进步与对策, 2018, 35(20): 46-54.
- [34] 杨嘉铭.环境保护税改革是否影响实现双重红利的微观基础? [D].北京:中国社会科学院研究生院,2020.
- [35] GRAYW B, DEILYM E. Compliance and enforcement: air pollution regulation in the U. S. steel industry [J]. Journal of Environmental Economics & Management, 1996, 31(1): 96-111.
- [36] 苏媛,李广培.绿色技术创新能力、产品差异化与企业竞争力——基于节能环保产业上市公司的分析[J].中国管理科学,2021,29(4):46-56.
- [37] 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, 41(10): 54-72.
- [38] 黎文靖,路晓燕.机构投资者关注企业的环境绩效吗?——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J].金融研究,2015(12):97-112.
- [39] 王锋正,刘向龙,张蕾,等.数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗? [J]. 科学学研究, 2022, 40(2): 332-344.
- [40] 张玉明,邢超,张瑜.媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J].管理学报,2021,18(4):557-568.
- [41] HOLLANDP W. Statistics and causal inference [J]. Journal of the American Statistical Association, 1986, 81(396): 945-960.
- [42] RUBIN D B. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies [J]. Journal of Educational Psychology, 1974, 66(5): 688.
- [43] 吴剑峰,杨震宇.政府补贴、两权分离与企业技术创新[J].科研管理,2014,35(12):54-61
- [44] HICKS R, TINGLEY D. Causal mediation analysis [J]. Stata Journal, 2011, 11(4): 605-619.
- [45] LIAOX C, SHIX P. Public appeal, environmental regulation and green investment: evidence from China [J]. Energy Policy, 2018, 119: 554-562.
- [46] ORSATOR J. Competitive environmental strategies: whendoesit pay to be green? [J]. California Management Review, 2006, 48(2): 127-143.
- [47] 傅京燕,李丽莎.环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J].管理世界,2010(10):87-98.
- [48] HANSEN E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

(收稿日期:2022-03-24 编辑:张志琴)