

环境税能否抑制企业“漂绿”行为？

杨有德¹, 徐光华¹, 费锦华²

(1. 南京理工大学经济管理学院, 江苏 南京 210094;

2. 东南大学经济管理学院, 江苏 南京 211102)

摘要:选取重污染企业为样本,探讨了环保费改税对企业漂绿的影响。结果显示:环保费改税对企业漂绿具有显著的抑制效应;这一影响仅在市场制度环境差、行业竞争程度高以及民营企业中显著;环保费改税主要通过强化执法规范性以及改变漂绿的收益与风险发挥作用。研究结果对全面认识环境税的价值效应,推进政策优化具有重要理论意义。

关键词:环境税;企业漂绿;执法规范性;漂绿收益

中图分类号:F272.3

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2024)05-0132-10

Can environment protection tax restrain the corporate “greenwashing” behavior?

YANG Youde¹, XU Guanghua¹, FEI Jinhua²

(1. School of Economics and Management, Nanjing University of Science and Technology, Nanjing 210094, China;

2. School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 211102, China)

Abstract: This study examines the impact of environmental protection fee reform tax on corporate greenwashing in heavily polluting enterprises in China. The findings indicate: The environmental protection fee reform tax significantly suppresses corporate greenwashing behavior. This effect is particularly pronounced in a poor market institutional environment, highly competitive industries, and private enterprises. The environmental protection fee reform tax primarily influences corporate greenwashing behavior by strengthening law enforcement norms and altering the incentives and risks associated with greenwashing. The findings of this paper are of great theoretical and practical significance for the comprehensive understanding of the micro-value effect of environmental protection fee-to-tax conversion and the promotion of policy optimization.

Key words: environmental tax; corporate greenwashing; normality of law enforcement; greenwashing income

从党的十八大提出的“生态文明建设”,到党的十九大“推进建设人与自然和谐共生的现代化”,再到“碳达峰—碳中和”的双碳目标,均彰显着国家深入推进绿色发展的坚定决心。而作为环境污染的重要主体,企业无疑面临着更多的社会

关注和合法性压力,但过多的环保投入又会挤占其原有的战略资源。因此,在国家生态文明建设背景下,如何以较低的成本来应对环保压力就成为了企业重要的战略诉求。

漂绿(greenwashing)是企业利用自身的信息优

收稿日期:2024-01-24 修回日期:2024-03-14

基金项目:国家社会科学基金一般项目(21BGL096)。

作者简介:杨有德(1995—),男,山东寿光人,南京理工大学经济管理学院博士生,研究方向为公司治理与环境会计。通信作者:徐光华。

势,选择性或象征性的披露对自身有利的环境信息,进而蒙蔽公众,树立绿色形象的策略性行为^[1-2]。尽管从社会效益来看,漂绿对于社会资源配置^[3]、合法性体系构建等^[4-5]均会产生不利影响,但依然有诸多企业利用漂绿来应对环保压力。究其原因:一是因为漂绿能够帮助企业以较低的成本树立环境友好的形象,满足了企业合法性建设与经济效益的双重需求;二是现有的制度体系也为漂绿这一机会主义行为创造了空间。尽管中央不断推进绿色发展的顶层设计,但在环境治理的具体实施上,地方政府具有较大的行政自主权^[6-7],尤其是作为推动绿色转型主要手段的排污费机制,在征收标准以及执法强度等方面均由地方政府主导,而中国的政绩考核体系又以经济指标为导向^[8],导致地方政府会为了赢得经济竞赛,放宽对环境污染的监管,默许企业的漂绿行为。

2016年12月通过《中华人民共和国环境保护税法》(以下简称《环境保护税法》),并于2018年1月1日正式实施,实现了由排污费向环保税的转变,这也是国家为了进一步保护和改善环境,促进生态文明建设的又一重要举措。《环境保护税法》是我国首部以环境保护为目的的绿色税法,具有最高的国家法律效力,能够不以地方政府的行政意志为转移,保障了其税费征收的规范性^[6,8-9]。另外,环境税的实施还进一步重塑了企业绿色发展的合法性体系,致使那些“形而上”的非价值产出性环保行为无法得到认可。那么,这是否意味着,环保费改税能够有效抑制企业的漂绿行为?这一过程又是否会受到其他因素的影响?基于以上问题,本文将《环境保护税法》的正式实施作为外生冲击构造准自然实验,利用双重差分模型探讨环保费改税对企业漂绿行为的影响,进一步从企业个体、行业以及地区宏观视角探究其影响的边界效应。

本文边际贡献主要体现在以下几方面。①近年来,漂绿已然成为我国绿色发展的巨大阻碍,但鲜有研究对其盛行的深层次原因进行探讨^[10-12]。

本文借助环保费改税这一外生事件,首先剖析了原有排污费制度体系下企业漂绿的重要动因,之后分别从执法规范性和漂绿收益两方面探讨了环境税对企业漂绿行为的抑制效应。本文研究进一步丰富了企业漂绿的相关研究,为抑制漂绿现象提供了理论借鉴。②《环境保护税法》的出台是我国环境治理进程中的里程碑事件,其实际作用效果值得探究。本文着眼于企业漂绿这一现象,利用双重差分模型探讨了环保费改税对企业绿色发展的驱动作用,为环保税的微观价值效应评价提供了理论基础。③分别基于企业个体、行业以及地区多层次情境视角,探究了环保费改税对企业漂绿作用机制的边界效应,揭示了特定情境下环保费改税影响企业漂绿行为的内在机理。

一、制度背景与文献回顾

在《环境保护税法》出台之前,排污费机制一直承担着污染治理的重要使命,但是其本身存在着法律位阶较低、易受地方政策干扰等缺陷^[6-7],给企业漂绿等机会主义行为创造了空间,导致其政策的实际效果差强人意。为此,2013年党的十八届三中全会提出了“推进环境费改税”的基本任务,开启了环境税制改革的进程;2016年,在历经两次审议后,颁布《环境保护税法》,这是中国税收法定原则确立以来第一部直接以生态环境保护为目的的单行税法,标志我国生态文明建设迈入了新的阶段。

自环境税出台以来,学者们就对其政策效应展开了广泛的探讨。环保费改税主要在法律位阶、征收方式以及税收标准3个方面发生了改变,进而对经济发展产生影响。从法律位阶来看,相较于排污费机制,《环境保护税法》由全国人民代表大会常务委员会审议通过,具有最高的国家法律效力,避免了地方政府对费用征收的干预^[13-14]。从征收方式来看,环保费改税实现了由行政收费到法律征税的过渡,税务的制度规则以及征收细则也更加详细,强化了执法规范性,能够有效避免寻租等机会主义行为的发生^[6,15]。另外,环保费改税之后,税收标准方面也发生了改变。新的环境税法要求

在税负平移的基本原则上,由中央设定税负的最低标准,再由地方政府根据自身情况自行上调,这加大了企业成本压力^[15-16],但同时也会倒逼企业进行产业革新^[9,13]。而且环境税还设定了不同档次的税收减免政策,能够进一步对其发挥激励杠杆作用^[16]。

然而,尚未有学者探讨环保费改税对企业漂绿的影响。从已有文献来看,关于漂绿的影响因素主要涉及两方面。一是企业本身的微观特征。由于漂绿是企业以较低成本谋求市场合法性的一种手段,那么企业本身的资源状况以及合法性压力可能构成其漂绿的重要驱动因素,包括利益相关者特征^[17]、融资约束程度^[18-19]等。二是关注于外部制度环境。制度体系的不完善为漂绿等机会主义行为创造条件。因此,部分研究探讨了环境政策^[20]、监管制度^[21-22]等对漂绿行为的影响。不难发现,环保费改税与这两方面因素均密切相关,环境税不仅是对现有排污费制度体系的进一步优化,同时也会通过税负提升以及税收减免等手段,改变企业环境战略的价值收益,因此可能会对企业漂绿行为产生显著影响。

二、理论分析与假设提出

企业漂绿现象盛行主要源于两个方面。一是企业本身的机会主义行为动机。在生态文明建设背景下,企业需要通过环保投入来获取合法性^[23-24],但从效益来看,环保投资无法为企业带来直接性经济收益,同时还会挤占原有的生产资源。所以利用自身的信息优势,选择性或象征性的进行信息披露,进而以较低的成本谋取合法性构成了企业漂绿的基本动因^[25-26]。二是原有的排污费制度为漂绿行为创造了空间。从职能安排来看,环保部门是排污费标准制定和费用征收的唯一机构,但政治体系视角下,环保部门由地方政府主管,其行为会受到政府宏观决策的影响。而中国的政绩评估体系长期以经济增长为导向^[8],官员的政治晋升与地区经济竞赛的结果相挂钩,这使得地方政府为了追求经济绩效的提升,往往会对企业象征性环保行为持默许态度。而且排污

费制度本身在费用征收流程等方面也不够健全,容易滋生腐败行为,使得企业能够通过寻租以漂绿顶替“真绿”^[3,15,27],逃避环境监管。

在这一背景下,一方面新出台的环境税能够有效弥补排污费政策在执法刚性等方面的不足,对企业环保行为发挥更强的约束力。首先,在环保费改税之后,征收费用的本质由原来的行政收费转为税务征收,而作为税务征收依据的《环境保护税法》具有最高的国家法律效力,不会受地方政府行政意志的干扰^[6]。而且税收管理模式也发生了变动,环境税要求企业自行安装污染检测设备进行检测,由税务部门审核检测结果,并进行税务征收,过程中会安排环保部门进行抽查与复查。权力的分割,加之法律体系本身的完备性,全面保障了税务征收的规范性^[9],约束了企业的机会主义行为。此外,《环境保护税法》的出台意味着我国的环境保护税法体系初步建成,环境税将在较长一段时间内伴随经济发展。那么,地方政府为了避免税务负担对地区经济的影响,也将会严格督促企业实现实质性的绿色转型,对漂绿行为进行约束。另一方面环保费改税能够减少企业漂绿的合法性收益,增大曝光风险。在征收流程方面,排污费强调对排污企业已造成环境污染的治理,属于事后治理机制。而环境税则是将企业各项污染行为需缴纳的税费写入立法,促使企业、投资者等在项目实施之前就将污染产出纳入对生产成本的考量,进而更为关注那些实质性环保项目。另外,在税费标准方面,环境税法增设了新的减税优惠,强调企业污染产出越少,缴纳税费比例越低,且由于税法体系的稳定性和长期性特征,这一政策将在较长时期内一直存在,而漂绿行为显然无法从根本上帮助企业解决税负成本问题。因此,在税制改革之后,企业继续实施漂绿行为既不符合成本效益原则也违背了战略初衷。还需注意到,《环境保护税法》的出台作为我国环境治理进程中的里程碑事件,也将进一步提高利益相关者对企业环保行为的监督与关注,增大漂绿行为被识别的风险^[4]。因此,在合法性收益降低和曝光

风险增大的双重作用下,企业漂绿的动机将进一步得到抑制。

然而,需要注意的是,信息不对称是企业漂绿行为能够获得认可的最关键原因,而环境税的出台并未改变这一先决条件。企业在与地方政府以及投资者等利益相关者的信息博弈中,依然处于绝对的优势地位。在这种情况下,尽管环保费改税增强了利益相关者对企业环保行为的关注,提升了环境保护在企业合法性中的重要性,但这对企业而言,也意味着漂绿行为在不被识别的情况下有可能帮助其获得更多市场资源,企业利用漂绿以迎合利益相关者的动机可能被进一步激发^[3]。另外,环境税还会给企业带来额外的生产成本,加重了企业的经济负担,使得企业的实质性绿色转型和产业升级活动受到限制,因而可能更倾向于通过漂绿这一低成本的象征性环保行为谋求合法性^[28-29]。由此可见,环保费改税也可能通过提升象征性环保行为的价值收益,减少实质性行为的可用资源,增强企业漂绿行为的积极性。

因此,基于以上分析,本文提出以下竞争性假设:

H1:环保费改税能够对企业漂绿发挥显著的抑制效应。

H2:环保费改税能够对企业漂绿发挥显著的促进效应。

三、实证设计

(一)样本选择

本文将2018年环境税法改革作为准自然实验外生事件,选择重污染行业上市公司2013—2022年的平衡面板数据作为研究样本,并对其进行了以下处理:①剔除变量数据严重缺失企业;②剔除ST、*ST企业;③对连续型变量进行了1%的缩尾处理。最终得到6180个观测样本。其中,漂绿数据是由作者根据企业年报、可持续发展报告、社会责任报告等信息披露手工整理所得;其他数据均

来源于EPS以及CSMAR数据库。

(二)变量测量

1. 被解释变量

本文基于漂绿的概念内涵,并参照黄溶冰等^[4]、Kent等^[5]的研究,采用选择性环境信息披露以及象征性环境信息披露衡量企业漂绿。①基于GRI(Global Reporting Initiative)《可持续发展报告指南框架》对环境信息披露的要求,构建了环境信息披露事项表,共包含治理结构和管理系统、可信度在内的7个大项以及50个小项。②从企业年报等获取企业环境信息披露的数据,并对每个细分事项进行打分。③计算企业漂绿程度。企业漂绿包含选择性披露与象征性披露两部分。其中,选择型披露(*Slgr*)采用企业未披露环境事项与应披露事项的比值进行衡量,象征性披露(*Sygr*)则采用象征性披露环境事项与已披露事项的比值进行衡量。最后计算选择性披露与象征性披露的几何平均数衡量企业的漂绿程度(*Wgreen*)。

$$Wgreen = \sqrt{Slgr \times Sygr} \quad (1)$$

2. 解释变量

本文的解释变量包括时间虚拟变量(*Post*)和分组虚拟变量(*Treat*)。其中,时间虚拟变量方面,《环境保护税法》正式实施的时间为2018年1月,因此将2018年及以后的样本赋值为1,否则赋值为0。分组虚拟变量方面,根据企业所在省份对环境税的执行情况对样本进行分组^[15]。政策实施后,如果企业所在的省份的环境税负有明显提升,则纳入实验组,赋值为1,否则纳入对照组,赋值为0^①。

3. 控制变量

本文从企业特征、公司治理以及地区发展水平3个方面对模型的控制变量进行设定。其中,企业特征方面有企业规模(*Size*)、负债权益比(*Lte*)、

① 税负提升省份:河北省、江苏省、山东省、河南省、湖南省、四川省、重庆市、贵州省、海南省、广西壮族自治区、山西省、北京市。税负平移省份:湖北省、浙江省、福建省、吉林省、安徽省、江西省、陕西省、甘肃省、新疆维吾尔自治区、西藏自治区、宁夏回族自治区、青海省、内蒙古自治区、黑龙江省、云南省、辽宁省、天津市、上海市、广东省。

控股股东持股比例 (*Block*)、现金流量比 (*Cfo*)；公司治理方面有高管激励 (*Sain*)、两职合一 (*Dual*)、独董比例 (*Ratio*)、董事会规模 (*Board*)；地区发展水平方面有环境规制强度 (*Enreg*)，金融发展水平 (*Lofin*)。

(三)模型设定

《环境保护税法》作为外生事件冲击对企业的漂绿行为产生影响。基于此，本文构建了以下双重差分模型 (DID 模型)：

$$Wgreen_{i,j} = C_1 + \alpha_1 Post_i \times Treat_j + \alpha_2 Control_{i,j} + \eta_i + \nu_r + \omega_i + Z_{i,j} \quad (2)$$

模型中，*Wgreen* 为企业漂绿程度；*Post* 为时间虚拟变量；*Treat* 为分组虚拟变量；*Control* 为模型的控制变量； α 为各变量的系数； η ， ν ， ω 分别表示时间、行业、个体固定效应；*Z* 为残差。其中， α_1 是本模型主要观测对象。

四、实证结果

(一)描述性统计

表 1 为本文的描述性统计结果。*Wgreen* 的均值为 0.482，标准差为 0.229，中值为 0.517。漂绿均值较大，且 25% 分位数大于 0，表明漂绿现象在企业中较为普遍，多数企业会通过漂绿来谋求合法性；漂绿均值与中值较为接近，标准差较小，25% 分位数与最小值的差距较大，75% 分位数亦是如此，表明企业漂绿整体上呈现出正态分布。分组虚拟变量 (*Treat*) 的均值为 0.480，表明所在省

表 1 主要变量的描述性统计							
变量	均值	标准差	最小值	25%	中位数	75%	最大值
<i>Wgreen</i>	0.482	0.229	0.000	0.391	0.517	0.624	0.973
<i>Treat</i>	0.480	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Post</i>	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500	1.000	1.000
<i>Block</i>	34.846	15.444	0.000	23.880	32.720	44.929	76.970
<i>Size</i>	22.738	1.350	19.942	21.788	22.575	23.610	26.413
<i>Lie</i>	0.901	1.168	0.053	0.337	0.563	0.974	8.409
<i>Cfo</i>	0.062	0.068	-0.136	0.022	0.060	0.101	0.253
<i>Sain</i>	14.522	0.735	12.794	14.029	14.497	14.949	16.546
<i>Dual</i>	0.178	0.383	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Ratio</i>	0.372	0.063	0.167	0.333	0.357	0.417	0.572
<i>Board</i>	2.2633	0.246	1.609	2.197	2.197	2.398	2.890
<i>Enreg</i>	21.442	1.191	17.392	20.932	21.680	22.342	23.260
<i>lofin</i>	3.566	1.259	1.888	2.678	3.236	4.079	7.552

份税负提升的样本约为总样本的 48%。时间虚拟变量 (*Post*) 方面，由于是平衡面板数据，*Post* 的均值为 0.500。

(二)单变量检验

表 2 为 DID 单变量检验结果。由表 2 可知，环保费改税发生之后，实验组样本的漂绿水平平均下降了 0.022，并通过了 1% 水平的显著性检验；而对照组样本却未通过显著性检验。由此可见，相对于对照组，实验组企业的漂绿水平在环保费改税之后出现了更为明显的下降，这与本文的 H1 相一致。

表 2 单变量组间差异检验

变量	<i>Treat</i>			<i>Control</i>		
	<i>Before</i>	<i>After</i>	<i>After-before</i>	<i>Before</i>	<i>After</i>	<i>After-before</i>
	(1)	(2)	(3) = (2) - (1)	(4)	(5)	(6) = (5) - (4)
<i>Wgreen</i>	0.479	0.458	-0.022 ***	0.496	0.494	-0.02

注：*** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

(三)基准回归

表 3 为基准回归的检验结果。由表 3 可知，*Treat* × *Post* 的回归系数为 -0.016，且通过了 5% 水平的显著性检验，即环保费改税能够对企业漂绿行为发挥显著的抑制效应。这一结果在进一步固定年份、行业与个体之后依然稳健，假设 H2 通过验证。

表 3 环保费改税与企业漂绿

变量	<i>Wgreen</i>		<i>Wgreen</i>	
	(1)		(2)	
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.016 **	(-2.38)	-0.020 **	(-2.11)
<i>Block</i>	-0.001	(-1.61)	0.001 *	(1.73)
<i>Size</i>	-0.039 ***	(-15.50)	-0.032 ***	(-4.51)
<i>Lie</i>	0.028 ***	(11.09)	-0.001	(-0.15)
<i>Cfo</i>	-0.066	(-1.51)	-0.050	(-1.13)
<i>Sain</i>	0.011 **	(2.44)	-0.008	(-1.10)
<i>Dual</i>	-0.009	(-1.19)	-0.007	(-0.78)
<i>Ratio</i>	0.192 ***	(4.14)	-0.024	(-0.49)
<i>Board</i>	0.114 ***	(9.19)	-0.021	(-1.35)
<i>Enreg</i>	0.013 ***	(4.79)	0.001	(0.06)
<i>Lofin</i>	0.013 ***	(4.93)	0.015 *	(1.83)
<i>Constant</i>	0.564 ***	(6.03)	1.300 ***	(6.36)
年份/行业/地区	否		是	
<i>N</i>	6 180		6 180	
<i>R</i> ²	0.076 8		0.456 1	

注：*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 时有统计学意义。下同。

(四)稳健性检验

1. 平行趋势检验

实验组与对照组在政策冲击之前存在共同趋

势是 DID 模型实施的重要前提。为此,本文构建了模型(3)进行平行趋势检验^[16,30],并选择政策实施的前一期(2017 年)作为基准期:

$$Wgreen_{i,j} = C_1 + \sum_{n=-5}^4 \beta_n Time_n \times Treat + \delta Control_{i,j} + \eta_i + \nu_r + \omega_i + Z_{i,j} \quad (3)$$

模型中, $Time_n$ 为第 n 年的时间虚拟变量; β 为本模型的主要观测值。图 1 为检验结果,环保费改税之前,实验组与对照组之间并无显著差异,而在环保费改税之后,实验组的漂绿水平呈现明显的下降趋势且与对照组表现出显著差异,表明本文模型满足平行趋势假定。

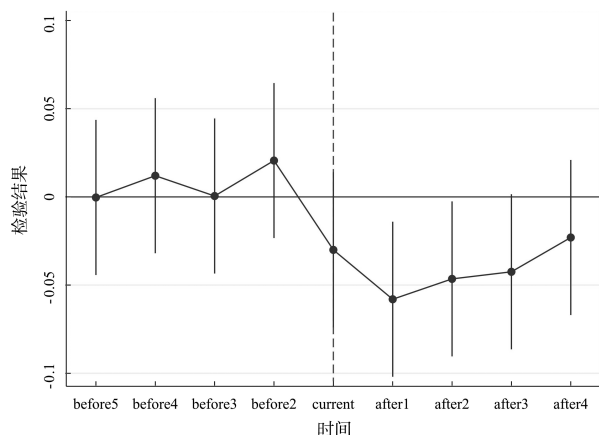


图 1 平行趋势检验

2. 安慰剂检验

为排除其他政策干预以及随机发生事件对实证结果的影响,本文进行了安慰剂检验。本文假定《环境保护税法》的实施时间为 2017 年,并将 2013—2021 年作为新的观测窗口。之后,重新进行回归检验。表 4 第(1)列为回归结果,在重新设定政策实施时间之后, $Treat \times Post$ 未通过显著性检验。表明本文的实证结果并非由其他政策或随机事件导致。

3. PSM - DID 检验

为了避免样本的自选择问题对结果造成的偏差,本文选择 PSM - DID 的方法来进行稳健性检验。具体而言,基于企业规模、负债权益比、控股股东持股比例、现金流量比、融资现金流、资本密集度、股票价格波动、高管激励、两职合一、独立董

事比例、董事会规模等指标,选择样本区间内特征相似的企业样本进行匹配,匹配之后重新进行双重差分模型的回归。表 4 第(2)列为回归结果, $Treat \times Post$ 的回归系数为 -0.033,且通过了 5% 水平的显著性检验,这与原结果保持一致。

4. 替换被解释变量

本文对被解释变量的测量方式进行了替换来避免变量的测量偏误问题。具体而言,参照 Du 等^[10]的研究,采用企业环境绩效实际值与期望值之间的差值对漂绿进行测量,若结果小于 0 则取值为 0。其中,实际值为企业年报、可持续发展报告、社会责任报告中披露的企业环境绩效数据得分,期望值则是参照 Clarkson 等^[31]提出的模型计算所得。表 4 第(3)列为回归结果, $Treat \times Post$ 的回归系数为 -0.187,且通过了 5% 水平的显著性检验,与原结果一致。

表 4 稳健性检验结果

变量	安慰剂检验	PSM - DID	替换被解释变量
	(1)	(2)	(3)
$Treat \times Post$	-0.005 (-0.53)	-0.033 ** (-2.04)	-0.187 ** (-2.52)
$Control$	是	是	是
年份/行业/地区	是	是	是
N	5 562	2 290	6 180
R^2	0.475 0	0.523 2	0.648 7

五、进一步分析

(一)异质性检验

为了进一步明晰特定情境下环保费改税政策的有效性,本文分别从企业个体、行业以及地区宏观视角对环保费改税与企业漂绿的关系进行了异质性检验。

1. 基于产权性质的异质性分析

国有企业和民营企业在目标导向以及合法性需求等方面存在不同,导致了两者在面对环保费改税时做出的反应具有差异性。从目标导向来看,国有企业作为国家经济体系的重要支柱,本身就承担着一一定的社会责任和国家政策性任务,因此在国家绿色发展背景下,会率先响应国家号召,加大环保投入,实现绿色转型。相较而言,民营企业则以盈利为根本目标,缺乏进行环保投入的积

极性,更有可能利用漂绿来应对环境压力。而谋取合法性也是企业实施漂绿的根本动因。从合法性需求来看,国有企业与地方政府之间存在天然政治联系,本身就具备合法性优势,能够优先获得外部资源的支持^[32]。但对于民营企业,无论是获取财税补贴还是资本市场的融资支持,均依赖于对自身合法性的维护,但环保投资又与其“逐利”导向相悖^[33],因此在理性经济人思维下,民营企业存在较强的动机利用信息优势进行漂绿。由此可见,国有企业进行漂绿的动机并不高,而民营企业为了获取合法性,会更有可能是实施漂绿行为。而环保费改税能够通过减少漂绿的合法性收益和提高风险进而约束企业的行为动机。因此,这种抑制效应可能对国有企业影响较小,对民营企业影响较大。表 5 第(1)列~第(2)列就对这一异质性分析进行了验证。其中,民营企业 $Treat \times Post$ 的回归系数为 -0.053 ,通过了 1% 水平的显著性检验。但在国有企业中, $Treat \times Post$ 却未通过显著性检验。由此可见,环保费改税对漂绿行为的抑制效应仅在民营企业中显著。

2. 基于行业竞争程度的异质性分析

所在行业竞争程度的差异会导致企业面临的竞争威胁和生存压力有所不同,致使其对环保费改税的敏感程度表现出异质性^[34]。一方面,行业竞争会影响企业间的市场淘汰机制。当行业竞争程度较高时,企业间的市场博弈将更为激烈,细微的竞争劣势就有可能使企业面临市场被侵占甚至是淘汰的风险。因此,这类企业对外部环境变动较为敏感,在面对环保费改税时,为避免违规风险带来的竞争劣势,会积极进行绿色转型。相反,当行业竞争程度较弱时,企业的竞争压力较小,风险意识相对缺失,对于环保费改税的敏感性也会相对较低。另一方面,降低价值收益和增大曝光风险是环保费改税对企业漂绿发挥约束作用的重要机制,但这一效应的发挥依赖于企业间的竞争。行业竞争促进了市场资本的流动性,这才使得环境税出台后,外部资本才能流向实质性环保项

目^[35],进而降低漂绿收益。曝光风险方面,环保费改税通过引发市场对企业环保行为的关注,增大了企业漂绿的曝光风险。而竞争者则是企业漂绿的重要监督力量,行业竞争程度越高,他们对于企业漂绿信息的挖掘力度越强,曝光风险越大。而当行业竞争程度较低时,资源流动性跟外部监督效应均会减弱,致使环保费改税的治理效应难以发挥有效作用。因此,本文认为,环保费改税对漂绿行为的抑制效应可能在竞争程度高的行业中更显著。表 5 第(3)列~第(4)列就对这一异质性分析进行了验证。其中,行业竞争程度采用赫芬达尔指数进行衡量,本文将低于中值的样本纳入高行业竞争组,高于中值的样本纳入低行业竞争组。由表可知,在低行业竞争程度组中, $Treat \times Post$ 未通过显著性检验。但在高行业竞争程度组中, $Treat \times Post$ 的回归系数为 -0.030 ,通过了 5% 水平的显著性检验。由此可见,环保费改税对漂绿行为的抑制效应仅当行业竞争程度较高时才显著。

3. 基于市场制度环境的异质性分析

从宏观环境视角来看,市场制度环境的好坏决定了地方政府的干预程度以及利益相关者对企业的监督状况,会导致环境税的治理效应产生差异。在市场制度环境较差的地区,地方政府的行政干预程度较强^[36-37],在经济竞赛的影响下,会进一步放宽对污染行为的约束,默许企业的象征性环保行为。同时,较差的市场制度环境还意味着严重的非对称信息环境,阻碍了分析师、投资者等对企业行为的监督,为漂绿行为创造了空间。此时,环境税政策的出台强化了执法规范性,避免了行政干预,同时也引发了利益相关者对实质性环保行为的关注,增强了外部监督,对企业漂绿行为发挥约束作用。相反,当市场制度环境较好时,地方政府的行政干预较少,且信息环境较为透明,企业机会主义行为空间十分有限,环保费改税对漂绿的约束作用也会因此而削弱。因此,环保费改税对漂绿行为的抑制效应可能在市场制度环境较差的地区中更显著。表 5 第(5)列~第(6)列就

对这一异质性分析进行了验证。市场制度环境采用市场化指数^[36]进行衡量,将高于中值的样本纳入高市场制度环境组,将低于中值的样本纳入低市场制度环境组。其中,2020 年以后数据采用平均增长率测算所得。由表 5 可知,当市场制度环境较好时, $Treat \times Post$ 未通过显著性检验。当市场制度环境较差时, $Treat \times Post$ 的回归系数为 -0.038 ,通过了 1% 水平的显著性检验。由此可见,仅当市场制度环境较差时,环保费改税才会对漂绿行为发挥抑制效应。

表 5 异质性检验

变量	产权性质		行业竞争程度		市场制度环境	
	民营企业	国有企业	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.053 *** (-3.93)	0.011 (0.85)	-0.030 ** (-2.24)	-0.020 (-1.48)	0.009 (0.62)	-0.038 *** (-2.83)
Control	是	是	是	是	是	是
年份/行业/地区	是	是	是	是	是	是
N	3 100	3 080	3 060	3 120	2 980	3 200
R ²	0.456 4	0.489 9	0.467 5	0.494 6	0.481 3	0.516 6

(二) 机制检验

环保费改税对企业漂绿的抑制效应主要通过以下两条路径实现。

一是通过抑制行政干预以及强化执法规范性约束了企业的漂绿行为。如果该机制成立,可以预期地方政府经济压力能够强化环保费改税与企业漂绿的关系。这是因为当地区经济发展落后时,地方政府面临着来自社会矛盾、同级竞争以及上级考核等多方压力,刺激经济增长、舒缓发展压力就成为了政府的首要目标^[38-39]。在这一目标导向下,政府为了追求更快的经济发展速率,会利用自身权力扭曲环境政策,放宽对企业的环境监管,给予漂绿行为充足的可行性空间。而在税制改革后,《环境保护税法》不再受地方政府干扰,强化了执法规范性,能够对企业漂绿发挥更有效的抑制效应。基于此,本文引入地区经济压力作为调节变量用以检验这一机制。在测量方面,从政府较为关注的 GDP 增长率、财政盈余以及失业率

(反向指标) 3 个方面对地区经济压力进行衡量^[39]。具体而言,将企业所在城市的 3 个指标与省内其他城市进行比较,如果该项指标小于同类城市指标的平均值,则赋值为 1,否则为 0,最后将 3 项指标的得分相加得到该地区的经济发展压力 ($Ecope$)。表 6 的第(1)列为该机制的检验结果, $Treat \times Post \times Ecope$ 的回归系数为 -0.016 ,通过 5% 水平的显著性检验,即说明环保费改税会通过抑制行政干预以及强化执法规范性抑制企业漂绿行为。

表 6 作用机制检验结果

变量	地方政府经济压力	分析师跟踪	ESG
	(1)	(2)	(3)
$Treat \times Post$	-0.006 (-0.56)	-0.026 ** (-2.55)	-0.034 *** (-3.27)
$Ecope$	-0.001 (-0.26)	—	—
$Treat \times Post \times Ecope$	-0.016 ** (-2.00)	—	—
Nnumber	—	0.001 (0.68)	—
$Treat \times Post \times Number$	—	0.001 ** (1.97)	—
ESG	—	—	-0.014 (-1.28)
$Treat \times Post \times ESG$	—	—	0.044 *** (2.90)
Control	是	是	是
年份/行业/地区	是	是	是
N	6 180		
R ²	0.456 6	0.461 3	0.456 9

二是导致企业漂绿原有收益和风险的偏离,进而降低了企业的漂绿动因。如果该机制成立,可以预期外部监督可以削弱环保费改税与企业漂绿的关系。这是因为,有效的外部监督能够对企业披露的环境信息进行分析与解读^[40],识别其中的漂绿行为,导致环保费改税通过影响企业漂绿收益和风险进而抑制其动机的作用被削弱。为此,本文引入分析师监督和 ESG 评估作为外部监督的代理变量。两者均是资本市场重要的监督力量,具备专业的知识和技能,能够有效分析和甄别企业所披露的环境信息。基于此,本文分别采用分析师跟踪数量以及企业在样本期间是否获得商道融绿 ESG 评级^②作为调节变量。表 6 的第(2)

② 商道融绿是国内最早结合全球 ESG 标准制定评级的机构,从 2015 年起逐渐纳入部分企业进行 ESG 评级。

列与第(3)列分别汇报了该机制的检验结果,其中, $Treat \times Post \times Number$ 与 $Treat \times Post \times ESG$ 的系数均为负,且通过了显著性检验,即说明环保费改税会通过影响企业漂绿的合法性收益以及曝光风险进而抑制企业漂绿行为。

六、结论与启示

本文将 2018 年 1 月《环境保护税法》的正式实施作为外生冲击构造准自然实验,并选取我国重污染企业数据作为研究样本,利用双重差分模型重点探讨了环保费改税对企业漂绿行为的影响。研究表明:首先,环保费改税对企业漂绿发挥了显著的抑制效应;其次,这一影响在市场制度环境差、行业竞争程度高以及民营企业中更为显著。另外,机制检验结果表明,环保费改税主要通过强化执法规范性以及改变漂绿的收益与风险对企业漂绿行为发挥作用。

本文研究结论对于政策改进以及公共资源配置优化具有重要的理论借鉴。①打破“唯经济论”地方政府考核体系,从经济效益、生态环境以及可持续发展等多维度对地区发展状况进行考评。②地方政府应利用制度合法性的优势引导市场合法性的建立。一方面,地方政府应利用政府补贴、项目援助等手段对获得税收减免的企业进行进一步的支持,强化环境税的激励杠杆作用;另一方面,打造信息公开平台,对企业漂绿行为进行公布,并利用行政手段对其进行处罚。③地方政府要进一步增强对民营企业绿色环保项目财税补贴的支持力度,同时也要为民营企业建立外部融资担保机制,帮助其获得更多的外部资源支持。④营造宽松便利的市场准入环境,建立公平有序的市场竞争环境,促进资本流动,提高资源配置效率。⑤推进地方政府向服务型政府转变,让政府在中发挥引导和保障作用,做到不越位、不错位。

参考文献:

- [1] DELMAS M A, BURBANO V C. The drivers of greenwashing[J]. California management review, 2011, 54(1): 64-87.
- [2] DU X. How the market values greenwashing? evidence

from China[J]. Journal of business ethics, 2015, 128(3): 547-574.

- [3]王旭,杨有德.企业绿色技术创新的动态演进:资源捕获还是价值创造[J].财经科学,2018(12):53-66.
- [4]黄溶冰,谢晓君,周卉芬.企业漂绿的“同构”行为[J].中国人口·资源与环境,2020,30(11):139-150.
- [5]KENT W, FANG W. The harm of symbolic actions and green-washing: corporate actions and communications on environmental performance and their financial implications[J]. Journal of business ethics,2012,109(2):1-49.
- [6]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,2021,31(5):109-118.
- [7]沈洪涛,周艳坤.环境执法监督与企业环境绩效:来自环保约谈的准自然实验证据[J].南开管理评论,2017,20(6):73-82.
- [8]赵璨,王竹泉,杨德明,等.企业迎合行为与政府补贴绩效研究:基于企业不同盈利状况的分析[J].中国工业经济,2015(7):130-145.
- [9]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.
- [10]DU X, ZENG Q, ZHANG Y. Talk the talk, but walk the walk: what do we know about marital demography and corporate greenwashing? [J]. Journal of management & organization, 2021(3):1-42.
- [11]CAO J, LIANG H, ZHAN X. Peer effects of corporate social responsibility [J]. Management science, 2019, 65(12): 5487-5503.
- [12]KUMAR A. Leadership and decision-making: top management team age demographic and environmental strategy [J]. Journal of management & organization, 2020:1-17.
- [13]黄纪强,祁毓.环境税能否倒逼产业结构优化与升级:基于环境“费改税”的准自然实验[J].产业经济研究,2022(2):1-13.
- [14]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(5):175-192.
- [15]金友良,谷钧仁,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.
- [16]刘金科,肖翊阳.中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究,2022,57(1):72-88.
- [17]TESTA F, BOIRAL O, IRALDO F. Internalization of

- environmental practices and institutional complexity: can stakeholders pressures encourage greenwashing? [J]. Journal of business ethics, 2018, 147(2), 287-307.
- [18] ZHANG D. Are firms motivated to greenwash by financial constraints? evidence from global firms' data[J]. Journal of international financial management & accounting, 2022, 33(3):459-479.
- [19] WANG Z, SARKIS J. Corporate social responsibility governance, outcomes, and financial performance[J]. Journal of cleaner production, 2017, 162(20): 1607-1616.
- [20] XU Y, LI S, ZHOU X, et al. How environmental regulations affect the development of green finance: recent evidence from polluting firms in China[J]. Renewable energy, 2022(189): 917-926.
- [21] MARQUIS, C, TOFFEL, M. W, ZHOU Y. Scrutiny, norms, and selective disclosure: a global study of greenwashing [J]. Organization science, 2016, 27(2): 483-504.
- [22] HUANG H, XING X, HE Y, et al. Combating greenwashers in emerging markets: a game-theoretical exploration of firms, customers and government regulations [J]. Transportation research part E: logistics and transportation review, 2020(140): 101976.
- [23] SUDDABY R, GREENWOOD R. Rhetorical strategies of legitimacy[J]. Social ence electronic publishing, 2005, 50(1):35-67.
- [24] SHU C, ZHOU K Z, XIAO Y, et al. How green management influences product innovation in China: the role of institutional benefits[J]. Journal of business ethics, 2016, 133(3):471-485.
- [25] BERRONE P, FOSFURI A, GELABERT L. Does greenwashing pay off? understanding the relationship between environmental actions and environmental legitimacy [J]. Journal of business ethics, 2017, 144(2):363-379.
- [26] DU X, CHANG Y, QUAN Z, et al. Corporate environmental responsibility (CER) weakness, media coverage, and corporate philanthropy: evidence from China[J]. Asia pacific journal of management, 2016, 33(2):551-581.
- [27] DU X, JIAN W, ZENG Q, et al. Do auditors applaud corporate environmental performance? evidence from China [J]. Journal of business ethics, 2018, 151(4):1049-1080.
- [28] AMBEC S, COHEN M A, ELGIE S, et al. The Porter Hypothesis at 20: can environmental regulation enhance innovation and competitiveness? [J]. Review of environmental economics & policy, 2013, 7(1):2-22.
- [29] 李凯杰,董丹丹,韩亚峰. 绿色创新的环境绩效研究: 基于空间溢出和回弹效应的检验[J]. 中国软科学, 2020(7):112-121.
- [30] DESCHENES O, GREENSTONE M, SHAPIRO J S. Defensive investments and the demand for air quality: evidence from the NOx Budget Program [J]. Nber working papers, 2017, 107(10):2958-2989.
- [31] CLARKSON P M, YUE L, RICHARDSON G D, et al. Revisiting the relation between environmental performance and environmental disclosure: an empirical analysis [J]. Accounting organizations & society, 2008, 33(4/5):303-327.
- [32] 谭小芬,张文婧. 财政分权、地方政府行为与企业杠杆率分化[J]. 经济研究, 2021, 56(6):76-92.
- [33] CHEN D, LI O, XIN F. Five-year plans, China finance and their consequences [J]. China journal of accounting research, 2017, 10(3):189-226.
- [34] FLAMMER C. Does product market competition foster corporate social responsibility? evidence from trade liberalization [J]. Strategic management journal, 2015, 36(10): 1469-1485.
- [35] 王欣亮,汪晓燕,刘飞. 税收竞争有利于提升区域创新绩效吗:基于创新要素流动的空间机制分析[J]. 财贸研究, 2021, 32(6):98-110.
- [36] 王小鲁,胡李鹏,樊纲. 中国分省份市场化指数报告 [M]. 北京:社会科学文献出版社, 2021.
- [37] 王永海,郝晓敏. 经济政策不确定性与企业社会责任 [J]. 管理评论, 2022, 34(2):18-32.
- [38] 沈洪涛,马正彪. 地区经济发展压力、企业环境表现与债务融资[J]. 金融研究, 2014(2):153-166.
- [39] 李长青,禄雪焕,逯建. 地方政府竞争压力对地区生产效率损失的影响[J]. 中国软科学, 2018(12):87-94.
- [40] 蒋德权,蓝梦. 企业社会责任与产品市场表现[J]. 财经研究, 2022, 48(2):109-122.

(本文责编:默 黎)