

环保费改税对企业 ESG 投资的影响研究*

吴汉利¹ 熊雨欣²

摘要 面对愈加突出的环境问题,我国政府立法开征环境保护税,依据“税负平移”原则实现污染征收从“缴费”平稳过渡为“纳税”。本文基于2011—2022年沪深A股上市公司的微观样本,考察这一政策变化对企业ESG投资的影响及其作用机制。研究表明,环保费改税落地实施有助于激励企业进行ESG投资,且提升公众环境关注度与处罚力度是环保费改税作用于企业ESG投资的两个重要途径,经过稳健性检验后这一结论仍成立。此外,环保费改税对非国有企业、次高污染行业企业和处于环境规制更强地区的企业影响更为显著,并且环保费改税促进企业ESG投资还能助力微观企业全要素生产率与宏观产业结构转型升级。上述研究结论以期为经济高质量增长提供理论参考,为推进环境税制的完善提供决策依据。

关键词 环保费改税;ESG投资;公众环境关注度;产业结构升级

0 引言

近年来,生态环境破坏严重,我国政府对此高度关注并进行政策部署,废止实施了三十多年的排污费制度,于2018年1月1日正式实施《中华人民共和国环境保护税法》(以下简称“环保税”)。党的二十大报告指出,为推动绿色低碳产业的发展,需要协调进行产业结构调整、污染治理和气候变化应对,以加速实现绿色转型的发展方式。环保税立法作为党中央、国务院部署的重要举措,是完善顶层设计的关键一环。而企业作为社会经济的微观主体,是环境污染的主要推手,也是减排治污的主要参与者(陈璇和钱维,2018)。环保费改税最初目的是通过财政手段推动企业进行绿色转型,减少污染物排放,促进企业高质量发展(金友良等,2020)。

环保税立法先行,引入市场机制对环境资源进行配置,学术界对此给予了高度期待与评价,认为“环保费改税”是促进污染治理、经济高质量发展的重要手段(范庆泉等,2020)。首先,环保税的颁布意味着中国环境征收制度以法律形式确认固化,增强执法刚性,企业将受到更强的来自税收法律的合法性压力,趋利型企业会主动承担其社会责任以应对各方压力,倒逼企业绿色转型(Liang et al., 2023);其次,环保税可以弥补排污费地方行政干预过多的缺陷,减少企业与政府间的“权力寻租”,降低生产成本,提高企业绩效;最后,环

* 本研究受国家社会科学基金西部项目,高碳企业“漂绿”的组态效应及靶向监管研究(项目编号:23XGL001)的资助。

1 吴汉利(通信作者),西北政法大学管理学院讲师,E-mail:shywhl2010@163.com。

2 熊雨欣,西北政法大学管理学院硕士研究生,E-mail:xiongyuxin19990624@163.com。

保税提高了排污收费标准,并增加企业税收减免档次,激励企业增强环保投入(卢洪友等,2019)。作为“理性经济人”的企业为了降低发展成本、获取最大程度的政策优惠,便会积极响应环保费改税政策号召,主动承担社会责任,注重环境、社会与公司治理而并非简单的财务绩效,即进行 ESG 实践。

2022 年中国 ESG 论坛会议提出,要积极构建中国特色 ESG 体系,就必须完善顶层设计,落实政策布局,发挥 ESG 投资对经济发展的撬动作用。那么,环保税实际是否能够克服排污费制度的弊端,激发企业进行 ESG 投资实践的积极性?并且环保费改税的政策变化如何促使企业在转型升级中由被动化主动,实现企业治理方式朝着绿色高质量方向转变?本文将从企业 ESG 投资角度对这些问题进行探讨。

本文以《中华人民共和国环境保护税法》(以下简称《环境保护税法》)为契机来探究环保费改税对企业 ESG 投资的促进作用并验证其中介渠道。本文的边际贡献主要包括以下几方面:其一,环保税是实现“碳达峰,碳中和”目标的关键手段之一,本文较为系统性地论述环保费改税对企业 ESG 投资的影响,并对其作用机制进行检验,有助于深入理解环保费改税与企业 ESG 投资的内在关系。其二,从企业产权、行业层面和环境规制强度三方面分析了环保费改税对 ESG 投资的异质性,丰富了 ESG 投资的研究成果。其三,在实证方面扩宽了环保费改税的经济后果,对环保费改税作用于企业全要素生产率和经济高质量增长的推动路径提供了理论参考。

1 理论分析与研究假设

1.1 环保费改税与企业 ESG 投资

企业的发展与国家宏观经济息息相关,政策的走势也能直接影响企业的战略方向。环保费改税会重塑企业战略思维、颠覆企业价值创造过程,不仅影响企业当下的生产经营活动,而且对企业未来发展规划产生深远影响,引导企业的 ESG 投资决策。ESG 理念即为重视环境、社会与公司治理。环保税明确规定各主体责任义务,设立了“税务征管、企业申报、环保监测、信息共享、协作共治”的新型税收征管方式,提高执法的严谨性与规范性,敦促企业减少污染物排放,优化公司内部治理体系,为 ESG 投资的发展提供了绝佳契机。

当前,国内对 ESG 理论及实践尚处于初级探索阶段,环境规制对企业 ESG 投资的研究尚需加强。从理论层面分析,合法性理论、政治晋升锦标赛理论和外部性理论等都为环保费改税对企业 ESG 投资的促进作用提供理论支持。通过合法性理论,环保费改税致使征收的层次性与严谨性进一步提升,企业更多地感受到来自社会与政府的压力,从而驱动污染产业转移和产业结构升级,对产业结构合理化和高级化趋于有利(李虹和邹庆,2018),倒逼企业朝低碳化方向发展,减少污染排放,促进企业 ESG 发展进程。政治晋升锦标赛理论认为,在追求晋升激励和竞争地位的情况下,政府和官员可能会介入并影响企业的经营活动(徐业坤和马光源,2019)。排污费征收主体为环保部门,对地方政府约束性较弱,政府有动机也有能力去干预排污费的实施,致使污染企业盲目扩大投资。环保费改税能够增强环境规制效应、遏制政府的干预,并且有助于推动党政领导考核评价制度的改革,让 ESG 理念所代表的“绿色可持续发展”成为领导干部的追求,引领绿色低碳的社会风

气。根据外部性理论,污染企业自身追求财富,周边其他单位和个人会受到一定损害,从而产生“外部成本”。环保税作为一项正式的税收法律制度,可以将企业环境成本内部化,并且企业若做出违规行为将会面临较大的处罚压力。趋利型企业会主动提升公司治理水平,积极转变为可持续发展战略方向,落实 ESG 实践,以应对环境成本的压力。税收征管同时可以产生积极的公司治理效果,税务机关对企业进行监督,有效遏制了管理层侵害股东权益的行为,减轻了大股东对企业的控制行为(Rubashkina et al., 2015),促使企业内部构建一个全新的 ESG 监督体系,充分发挥董事会与监事会的监督治理职责。

基于上述分析,本文提出假设 1。

假设 1: 环保费改税有助于企业进行 ESG 投资。

1.2 环保费改税影响企业 ESG 投资的作用机理

“双碳”是经济高质量发展的重要目标,企业的社会责任愈加重要,ESG 投资也受到了资本市场的高度关注。根据企业 ESG 投资的影响因素,环保费改税可以通过提高公众环境关注度和处罚力度两条路径对企业 ESG 投资发挥激励作用。

1.2.1 公众环境关注度

环保费改税会增强公众对环境的关注度,从而促进企业 ESG 投资。与排污费制度相比,环保税激励导向性更强。首先,作为一项法律制度,环保税具有最高位阶的法律效力,其在征收管理中具备更强的规范性与刚性,有利于提高公众环境关注度(刘金科和肖翊阳, 2022)。其次,环保税改变了排污费的税收分成模式,将税收全部让与地方政府,增强地方政府的绿色治理动力。信号传递理论认为,政府的环保意向能够经政策的颁布向全社会传达 ESG 信号,引发社会公众对可持续发展的重视,使 ESG 理念深入社会各方。最后,环保税在原先排污费的基础上增加税收优惠档次,在充分调动企业 ESG 实践积极性的同时还增强了社会公众对这一税收制度的关注度,提高了公众环境关注度。

为降低环境污染,公众有意识地选择环保产品,市场对绿色产品以及环保治理企业的投资需求增加(伊志宏等, 2022)。普华永道发布的 2021 年消费者报告显示,69%的消费者会选择可持续产品以保护环境,降低碳足迹。市场上同类产品众多,为企业产品贴上绿色环保标签能够吸引消费者目光,提升企业的 ESG 表现。若是企业不遵从环境规制,将影响消费者对该企业的评价,降低旗下产品需求。此外,公众环境关注度能够打破中央政府、地方政府与企业间的信息壁垒,抑制“政企合谋”,促使政府加大环境执法力度与环保治理投资。因此,环保费改税使公众环保意识不断提升,这是全社会凝心聚力参与生态建设的表现,也是促进企业 ESG 投资的重要因素。因此,基于上述分析,本文提出假设 2a。

假设 2a: 环保费改税通过公众环境关注度促进了企业 ESG 投资。

1.2.2 处罚力度

环保费改税之后,税收处罚力度的增加将促进企业 ESG 投资。环保费改税,改的不只是名称,还有上至制度设计下至具体执行的深度变更。从制度设计层面来看,排污费属行政法规范畴,不具备国家强制力;而环保税具有最高位阶的法律效力,有国家强制力作为其执法后盾。从具体执行方面来看,环境保护税收的征缴模式也由原来的环保部门征收

管理改革为“税务征收、环保协同”的征收方式。负责主体也进行了改革,从以前的政府环保部门核定改为由企业自主申请,企业对申请的真实性与完整性完全负责。故而,政府将“费”转“税”增强了执法刚性和权威性,并大大提升了对企业违法的惩罚力度,强化了对企业的震慑效应。

此前,对于企业污染瞒报、逃费漏费等行为,排污费的行政处罚力度在实际执行中威慑力明显不足。高强度的处罚力度能够倒逼企业进行绿色可持续发展,转变发展战略,优化内部治理体系,为 ESG 投资的发展提供了有力支持(张成等,2011)。并且由于 ESG 投资存在声誉溢出效应,投资一家企业时会着重考虑这家企业是否具有可持续发展能力(吴育辉等,2022)。若是企业在经营活动中对环境承担的社会责任缺失,则会引发政府监管及处罚力度的加强(杨柳勇等,2021)与社会公众信任的下降。故就企业而言,将 ESG 理念作为重点融入企业的运营管理体系,将助力企业确定可持续发展路径,提高治理水平,从而吸引外来投资。因此,环保费改税处罚的增加对企业所产生的威慑效应将敦促企业遵纪守法,增强企业社会责任,贯彻 ESG 发展理念,从而提升企业 ESG 投资。因此,基于以上叙述,本文提出假设 2b。

假设 2b: 环保费改税通过处罚力度的增强促进了企业 ESG 投资。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

本文选取 2011—2022 年沪深两市 A 股上市公司为初始样本,企业财务数据源于国泰安数据库。本文剔除指标缺失企业、金融行业企业与 ST*、ST 企业,并删除了异常数值,经处理后得到 11243 个年度数据。为避免极端值影响,对本文所有连续变量进行 1% 和 99% 分位数的缩尾处理。

2.2 变量定义与模型构建

2.2.1 变量定义

1) 被解释变量:ESG 投资

本文借助彭博的环境、社会和公司治理评分衡量企业 ESG 投资表现。该得分是根据企业申报文件、公司网站和新闻对重大治理信息作出的实时反映,数据结果公开透明。

2) 解释变量:环保费改税

本文的核心解释变量为时间分组与实验分组的交互项($\text{Period}_i \times \text{Treat}_j$)。参照金友良等(2020)的研究,本文依据环保税政策颁布后各地是否增加税负标准为判断依据,实验组为税负提标的企业^①,对照组为税负平移^②的企业。若时间为 2018 年及以后 Period_i 取值为 1,否则为 0;若企业所处地区属于税负提标区则 Treat_j 取值为 1,反之为 0。

① 实验组:河北、江苏、山东、河南、湖南、四川、重庆、贵州、海南、广西、山西、北京;对照组: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、云南、辽宁、天津、上海、广东。

② “税负平移”是指从收取环境保护排污费改为征收环境保护税,这一过程中总体上不增加负担,征收对象等都与现行排污费保持一致。

3) 中介变量

公众环境关注度(GZHJ)。参考伊志宏等(2022)的做法,采用百度环境污染搜索指数刻画公众环境关注度。

处罚力度(Enforce)。借鉴李子豪和袁丙兵(2019)的研究,用地区环保执法的案件数来衡量处罚力度,其中案件数来源于北大法宝手工整理。

4) 控制变量

本文借鉴已有研究,引入以下控制变量,具体见表 1。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	符号	定义
被解释变量	ESG 投资	ESG	采用彭博 ESG 评级体系
解释变量	环保费改税	Period×Treat	企业在税负提标组时,Treat 取 1,否则取 0;Period 在环保费改税政策后取 1,否则取 0
中介变量	公众环境关注度	GZHJ	采用百度搜索指数刻画
	处罚力度	Enforce	用地区环保执法的案件数表示
控制变量	资产负债率	Lev	负债总额/总资产
	总资产收益率	Roa	净利润/总资产
	独立董事比例	Indep	独立董事人数/董事会人数
	企业规模	Size	ln(总资产)
	第一大股东持股比例	Top1	上市公司持股最多的股东持股数量占上市公司总股数的比例
	企业年龄	ClAge	自企业成立以来运营年数
	企业成长性	Growth	(当期营业收入—上期营业收入)/上期营业收入
	地区经济发展水平	Gdp	ln(人均 GDP+1)
	行业	Industry	根据证监会 2001 年分类标准,其中仅制造业保留两位
	年度	Year	年度虚拟变量

2.2.2 模型构建

《环境保护税法》于 2018 年正式实施,为检验环保费改税对企业 ESG 投资的影响,本文使用双重差分模型,将样本分为实验组和对照组。为避免政策效应显现期间样本受选择性偏差与外因影响,本文将样本以时间维度进行进一步划分,最终得到政策带来的净效应。

基本回归模型构建如下:

$$ESG_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 Period_i + \beta_2 Treat_j + \beta_3 Period_i \times Treat_j + \beta_4 X_{ij} + \epsilon_{ij} \tag{1}$$

模型(1)中具体变量解释见表 1,本文主要关注 β_3 的显著性,如果 β_3 显著为正,说明环保费改税显著促进了企业 ESG 投资,假设 1 得到验证;反之,则不成立。 X 表示控制变量合集, ϵ_{ij} 为误差项。

2.3 描述性统计

本文报告各变量描述性统计见表 2。ESG 投资均值为 28.830,大于中位数,且最大值为 63.210,可见存在部分企业 ESG 投资实践良好。时间虚拟变量(Period)的均值为 0.443,说明环保费改税 2018 年往后年份的样本占全样本比重为 44.3%。分组虚拟变量(Treat)的

均值为 0.405,说明税负提标企业略少于税负平移企业。其他各变量分布均在合理范围内。

表 2 主要变量描述性统计

变量	N	mean	SD	min	p25	p50	p75	max
ESG	11243	28.830	9.084	10.700	22.730	27.610	33.010	63.210
Period×Treat	11243	0.180	0.384	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
Period	11243	0.443	0.497	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Treat	11243	0.405	0.491	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Lev	11243	0.478	0.200	0.052	0.324	0.491	0.631	0.928
Roa	11243	0.050	0.064	-0.299	0.017	0.041	0.080	0.298
Indep	11243	2.241	8.239	0.286	0.333	0.364	0.429	57.140
Size	11243	23.230	1.313	20.11	22.300	23.120	24.020	27.150
Top1	11243	2.040	8.106	0.075	0.250	0.371	0.511	72.640
CLAge	11243	22.220	5.188	8.000	19.000	22.000	27.000	38.000
Growth	11243	0.176	0.423	-0.597	-0.010	0.110	0.264	5.223
Gdp	11243	11.200	0.469	9.706	10.870	11.210	11.520	12.160

3 实证分析

3.1 基本回归分析

按照上文基本回归模型,考察并分析环保费改税的实施对企业 ESG 投资的量化影响,估计结果见表 3。第(1)列为上市公司 ESG 投资的整体回归结果,发现在 5%的显著性水平下显著为正。表明环保费改税促进了企业 ESG 投资,假说 1 得证。为考察环保费改税对 ESG 投资分项的影响,本文将基准回归模型中的被解释变量替换为环境保护投资(E)、社会责任投资(S)与公司治理投资(G),具体回归结果分别见表 3 第(2)~(4)列,发现第(2)列环保费改税与环境保护投资(E)在 1%的显著性水平下正相关,说明环保费改税显著促进了环境保护方面的投资,而对社会责任投资和公司治理投资的影响并不显著。这是由于随着环保费改税后执法力度的不断增强,污染企业遭受到了社会声誉与处罚成本的双重压力(李青原和肖泽华,2020),使得企业重点关注环境投资。并且,环保费改税对社会责任投资与公司治理投资的影响均不显著,说明当前国内 ESG 理念的发展还处于起步阶段,大多数企业的 ESG 投资行为仅屈从于法律的权威性与强制性,加之环保税的根本目的便是“环保减排”,故而大多企业侧重于对环境投资,而忽视了对社会责任和企业治理的重视。因此,需要加强国内 ESG 体系建设,促进 ESG 投资全方面发展。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	E	S	G
Period×Treat	0.3559** (2.2546)	0.8080*** (2.6818)	0.1235 (0.7938)	0.1362 (0.5238)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ESG	E	S	G
Period	16.8069 *** (43.8125)	16.4962 *** (22.5305)	5.1023 *** (13.4947)	22.5280 *** (35.6517)
Treat	-0.3384 (-0.4936)	-1.7534 (-1.3400)	0.4253 (0.6294)	0.1381 (0.1223)
Lev	-2.8587 *** (-5.9006)	-2.9913 *** (-3.2348)	-1.5902 *** (-3.3301)	-3.5767 *** (-4.4818)
Roa	3.9735 *** (4.2252)	9.6904 *** (5.3987)	4.4899 *** (4.8439)	-0.9929 (-0.6409)
Indep	3.5546 *** (3.2248)	8.2724 *** (3.9321)	3.5182 *** (3.2383)	-1.3392 (-0.7376)
Size	1.4160 *** (12.9516)	2.3836 *** (11.4223)	1.7206 *** (15.9662)	-0.0301 (-0.1673)
Top1	1.8426 *** (2.6534)	2.4705 * (1.8639)	0.0440 (0.0643)	3.1355 *** (2.7411)
CLAge	-0.4908 (-0.9931)	-0.3972 (-0.4210)	0.0388 (0.0796)	-1.3708 * (-1.6838)
Growth	-0.0629 (-0.6467)	-0.0430 (-0.2313)	-0.2787 *** (-2.9063)	0.1013 (0.6319)
Gdp	-0.6873 (-1.6058)	-1.9570 ** (-2.3954)	-0.1559 (-0.3696)	-0.0151 (-0.0214)
常数项	7.3133 (0.5984)	-19.6000 (-0.8402)	-29.5621 ** (-2.4540)	82.7175 *** (4.1085)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11243	11243	11243	11243
Adj. R^2	0.661	0.279	0.203	0.698
F	597.4700	148.0995	110.0474	703.1601

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.2 稳健性与内生性检验

3.2.1 替换被解释变量

本文采取替换被解释变量的方法验证基本回归结果的可靠性,即将 ESG 投资的衡量由彭博 ESG 评分替换为华证 ESG 评级。回归结果如表 4 第(1)列所示,交互项 Period×Treat 在 5%的显著性水平下显著为正,说明替换前后研究结果依然稳健。

3.2.2 安慰剂检验

“安慰剂”一词来自医学,Abadie et al. (2010)开创性地将其运用到统计学检验,为了排除其他环境政策或者随机因素对实证结果的干扰,本文随机打乱《环境保护税法》的颁布时间,进行反事实检验,以减少或排除其他外在因素对回归结果的影响。

表 4 稳健性与内生性检验

	(1)	(2)	(3)
	替换被解释变量	安慰剂检验	PSM-DID
	ESG_IV	ESG	ESG
Period×Treat	0.2725 ** (2.1953)	-0.1388 (-0.3602)	0.4943 ** (2.1979)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	41.7753 *** (4.1792)	-53.0124 *** (-25.7396)	-52.8402 *** (-25.7300)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	11243	11243	11243
adj. R ²	0.441	0.569	0.568
F	76.6891	368.2228	376.1774

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表 4 第(2)列报告了安慰剂的检验结果,通过回归结果可以发现,交互项 Period×Treat 的估计系数未通过显著性检验,遂验证了基准回归结果。表明企业 ESG 投资行为的促进正是得益于环保税法的实施,本文的研究结果是稳健的,并非由偶然因素造成的,因果推断更加可信。

3.2.3 平行趋势检验

本文以 2018 年环保费改税为准自然实验,采用双重差分法分析环保费改税对企业 ESG 投资的影响。为减少由实验组和对照组样本自身原因不同造成的后果,在政策实施之前两样本组发展趋势需相同,且不随时间变化影响,即满足平行趋势假定。本文采用事件研究法为平行趋势提供证据,由图 1 可知,环保费改税实施前核心解释变量系数均不显著,这说明政策冲击之前实验组和对照组并无明显差异,即通过了平行趋势检验,证实了前文的实证结果的稳健性。

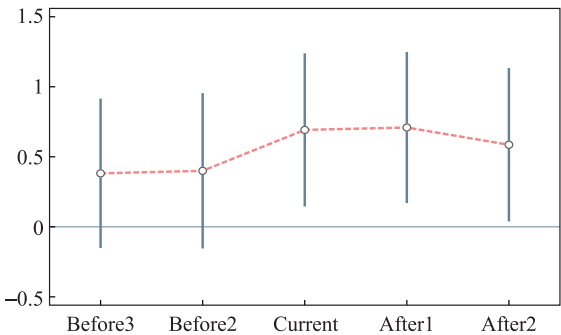


图 1 环保费改税的平行趋势检验

Notes: Vertical bands represent +(-)1.96 times the standard error of each point estimate

3.2.4 PSM-DID 检验

由于各企业特征存在诸多差异,实验组与控制组样本可能存在选择性偏误,为了使税

负提标企业与税负平移企业在各方面特征上尽可能相似,减少其他因素干扰。本文选择 PSM-DID 方法以便更加准确地评估环保费改税对企业 ESG 投资的促进效应。本文运用 logit 回归进行倾向得分的计算,采用邻近匹配 1:1 的比例匹配处理组和对照组。

首先,本文绘制近邻倾向匹配前后实验组与对照组的核密度曲线对比图,两样本匹配前后差异性如图 2 所示。从图中可观测到,在匹配前,实验组与对照组样本倾向得分有明显差异,且其重心并不重合;进行倾向得分匹配后,两样本倾向得分更接近,且其重心重合。这说明,实验组与对照组两样本经倾向得分匹配后,能大幅度修正实验组和控制组之间的差异性,使得样本观测值分布更加均衡且在其他维度上具有可比性,保证了双重差分结果的可靠性。

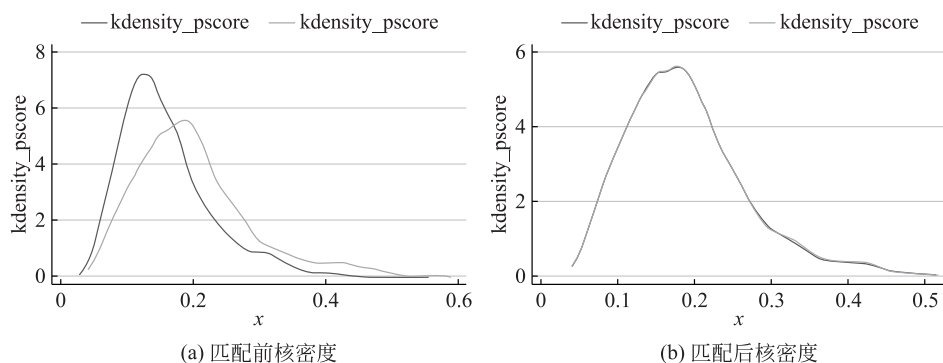


图2 核密度分布对比图

其次,本文进一步对匹配效果进行检验。由表4第(3)列的回归结果可知,Period×Treat 估计系数在 5% 的显著性水平上显著为正,与基准回归显著性一致。这说明环保费改税政策对企业 ESG 投资的促进作用依然显著,进一步支撑了本文的实证结论。

3.3 作用机理检验

经前文分析,环保费改税通过公众环境关注度和处罚力度两条路径来提高企业 ESG 投资,下面将分别对这两条路径进行检验,明晰环保费改税政策效应发挥的关键动力源。

本文采用温忠麟等(2004)总结的中介效应检验程序进行如下检验,其中 CV 为中介变量。此外,本文还运用 Sobel 检验中介效应的存在性。检验一:公众环境关注度;检验二:处罚力度。中介模型包括上文基本回归模型(1)和下文的模型(2)和模型(3)。

$$CV_{ij} = \alpha'_0 + \beta'_1 \text{Period}_i + \beta'_2 \text{Treat}_j + \beta'_3 \text{Period}_i \times \text{Treat}_j + \beta'_4 X_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (2)$$

$$\text{ESG}_{ij} = \alpha''_0 + \beta''_1 \text{Period}_i + \beta''_2 \text{Treat}_j + \beta''_3 \text{Period}_i \times \text{Treat}_j + \beta''_4 CV_{ij} + \beta''_5 X_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (3)$$

3.3.1 公众环境关注度

环保费改税之后,公众对环境的关注度提高了,从而促使企业进行 ESG 投资。本文参考伊志宏等(2022)的做法,将公众环境关注度以百度搜索指数来衡量,百度搜索指数(GZHJ)为百度年搜索指数 PC 端与百度年搜索指数移动端加总求和得出,估计结果如表 5 所示。从表 5 第(2)列中能够看到,Period×Treat 的回归系数为 0.7135,且在 5% 的水平上显著,表明环保费改税对公众环境关注度具有较强的促进作用,这也与本文上述分

析相符。进一步观察表 5 第(3)列数据,GZHJ 的估计系数 1%的水平上显著为正,这表明环保费改税能够通过提升公众环境关注度路径促进企业 ESG 投资。通过 Sobel 检验发现, p 值为 0.00,说明环保费改税政策通过增加公众环境关注度,进而影响企业 ESG 投资,这与预期结果相符,假设 2a 成立。

表 5 环保费改税、公众环境关注度与企业 ESG 投资

	(1)	(2)	(3)
	ESG	GZHJ	ESG
Period×Treat	0.3559** (2.2546)	0.7135** (2.1811)	0.3415** (2.1643)
GZHJ			0.0203*** (4.1620)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	7.3133 (0.5984)	-69.7401*** (-2.7537)	8.7262 (0.7143)
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	11243	11243	11243
Adj. R^2	0.661	0.820	0.661
F	597.4700	1352.7898	583.9351

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

3.3.2 处罚力度

政策出台之后,环境处罚力度加强了,巨额排污成本促使企业转向绿色高质量发展,进行更多的 ESG 投资。本文借鉴李子豪和袁丙兵(2019)的研究,用地区环保执法案件数来衡量该地区环保处罚力度(Enforce)。估计结果如表 6 所示,从表 6 第(2)列中可见,Period×Treat 的回归系数为 922.3310,且在 1%的水平上显著,表明环保费改税对环境处罚力度具有较强的促进作用,这也与本文上述分析相符。进一步,从表 6 第(3)列中可以看到,Enforce 在 1%的水平上显著为正,这表明环保费改税能够通过加强地区处罚力度促进企业 ESG 投资。通过 Sobel 检验发现, p 值为 0.01,表明环保费改税政策通过增长处罚力度,进而影响企业进行 ESG 投资,这与预期结果相符,假说 2b 成立。

表 6 环保费改税、处罚力度与企业 ESG 投资

	(1)	(2)	(3)
	ESG	Enforce	ESG
Period×Treat	0.3559** (2.2546)	922.3310*** (9.9485)	0.3009* (1.8975)
Enforce			0.0001*** (3.4737)
控制变量	Yes	Yes	Yes
常数项	7.3133 (0.5984)	-7435.8735 (-1.0359)	7.7571 (0.6350)

续表

	(1)	(2)	(3)
	ESG	Enforce	ESG
Industry	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	11243	11243	11243
Adj. R^2	0.661	0.307	0.661
F	597.4700	164.4013	583.4918

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.4 异质性分析

3.4.1 企业性质异质性

微观企业的产权异质性是中国社会经济运行的典型特征,能够影响政策实施效果。因此,本文将探究环保费改税对企业 ESG 投资的影响作用在不同性质企业上的差异。

根据寻租理论,相较于国有企业,环保费改税更能促使非国有企业主动履行环保职责。首先,国有企业与地方政府间关系紧密,是地方财政收入的主要来源,与地方政府协商的议价能力较强,得到隐性优待的可能性更大,所面临的监管压力较轻(Wang et al, 2003)。然而,非国有企业不仅市场竞争压力大,还时刻受到地方政府的严格监管。因此,相较国有企业而言,环保费改税所带来的环境处罚成本与社会声誉损失对非国有企业影响更大(陈羽桃和冯建,2020),这将倒逼非国有企业进行改革与创新,主动履行 ESG 责任,增强企业 ESG 投资。其次,国有企业因其独特的产权性质,往往是由中央或地方政府出资控股,在资源分配上会得到更多政策倾斜(任胜钢等,2019),这也使得国有企业更易受政府影响,致使资源错配。即使 ESG 已逐渐成为社会主流策略,但其投资运营策略调整也非一时之功。相比之下,非国有企业自主可变性更强,能够迅速根据当前形势调整策略,及时转向 ESG 投资。本文将研究样本分为国有企业和非国有企业进行分组回归,并采取 Chow 检验进行组间系数差异检验,企业性质数据来源于 CCER 数据库。结果如表 7 所示。

表 7 企业性质差异回归结果

	国有	非国有
	ESG	ESG
Period×Treat	0.2882 (1.3383)	0.4137* (1.7437)
控制变量	Yes	Yes
常数项	-5.5388 (-0.2924)	-4.4902 (-0.2725)
组间系数差异 P 值	0.0000***	
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	5586	5657
Adj. R^2	0.702	0.599
F	374.6957	245.5333

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

基于表 7 所汇报的企业性质分组回归结果发现,对于国有企业的子样本,Period×Treat 的回归系数不显著,而非国有企业子样本的 Period×Treat 回归系数显著为正。这表明相较于国有企业,非国有企业在环保费改税之后,企业 ESG 投资得到了显著提升。进一步观察国有企业样本与非国有企业样本之间组间系数差异 P 值,发现两组样本之间存在显著差异,印证了上文分析。

3.4.2 行业异质性

作用对象不同可能会导致政策的颁布与实施产生差异。因此,本文将探究环保费改税对企业 ESG 投资的影响在不同行业的企业上的差异。

一方面,由于各企业产品特性以及其生产流程的差异化,不同行业的企业所造成的污染排放量也不尽相同(金友良等,2020)。国家及地方政府早在此前就高度关注重污染行业的污染排放问题,出台了一系列环保文件,例如《中华人民共和国固体废物污染环境防治法》等,故重污染行业一直以来都较为关注环境保护,坚持环保投入。因此,较非重污染行业,此次环保费改税政策对重污染行业的边际效果相对较低,进行 ESG 实践的意愿并不强;另一方面,从环保税的征收来看,环保费改税政策将税收全部让与地方政府,这可能会增强地方的税收动力,例如提高征税标准,扩大原有征税范围,令此前未受到环境税收监管的非重污染行业企业在政策实施后受到监管。前后企业所处环境变化会导致非重污染行业企业坚定 ESG 投资实践的的决心,并将其视为一剂“良药”。此外,相较重污染行业企业,非重污染行业企业更多依靠高层次人才加持(孙文浩和张杰,2021)。从社会声誉层面来看,企业调整绿色发展战略更能传递出更多的正面信号,从而为企业带来人才的聚集和知识的流动。由于 ESG 投资本身的环保属性与良好的社会和公司治理属性,“求贤若渴”的企业会更加主动地进行 ESG 实践。因而,相较于重污染行业企业,环保费改税政策对非重污染行业企业影响更大。本文将研究样本分为重污染行业企业和非重污染行业企业进行分组回归,并采取 Chow 检验进行组间系数差异检验,企业污染程度数据来源于环保部上市公司环保核查行业分类管理名录^①,结果如表 8 所示。

表 8 污染程度差异回归结果

	重污染 ESG	非重污染 ESG
Period×Treat	-0.2840 (-0.8434)	0.3897** (2.1685)
控制变量	Yes	Yes
常数项	-60.1800 (-0.6496)	15.4003 (1.2391)
组间系数差异 P 值	0.0000***	
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	2741	8502
Adj. R^2	0.668	0.650
F	248.1192	433.7025

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

① 重污染行业为:冶金、化工、石化、煤炭、火电、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业等。

基于表 8 所报告的污染程度分组回归结果可知,对于重污染行业企业的子样本,Period×Treat 的回归系数不显著,而非重污染行业企业子样本的 Period×Treat 回归系数显著为正。这表明与重污染行业企业相比,非重污染行业企业更大程度上受环保费改税的影响,即环保费改税后,非重污染行业企业的 ESG 投资得到了更大程度的提升。进一步观察重污染行业与非重污染行业样本之间组间系数差异 *P* 值,发现两组样本之间存在显著差异,印证了上文分析。

3.4.3 区域环境规制异质性

我国幅员辽阔,不同地区的经济发展水平、政府监管力度、污染治理措施等均存在较大差异,这类差异必然影响不同地区环境规制强度(许东彦等,2022)。因此,本文将探究环保费改税对企业 ESG 投资的影响作用在不同环境规制强度地区的企业上的差异。

波特假说认为,恰当的环境规制可以弥补市场失灵,倒逼企业进行绿色可持续发展(Porter and Van der Linde,1995)。在环境规制高的地区,监管力度与处罚力度都很强,环保费改税大幅增加了排污企业的经济成本,将企业污染排放的外部成本内部化(王晓祺等,2020),当企业的污染成本高于其收益时,企业为追求利润最大化,会从热衷于短期经济效益转向长期绿色收益,自动提高生产要素配置向 ESG 投资活动的比重。而在环境规制低的地区,出于经济发展的需要,对企业生产所施加的约束较小,政府环境监管压力较低,更注重短期经济效益,因此环保费改税倒逼企业 ESG 投资的动力较弱(汪明月等,2022)。本文参考刘荣增和何春(2021)的研究,采用工业污染治理投资完成额占第二产业比重衡量环境规制,以环境规制强度均值划分高低环境规制样本进行分组回归,并采取 Chow 检验进行组间系数差异检验,结果如表 9 所示。

表 9 环境规制强度差异回归结果

	高环境规制	低环境规制
	ESG	ESG
Period×Treat	0.5001** (1.9994)	0.3970 (1.2289)
控制变量	Yes	Yes
常数项	-5.5489 (-0.2821)	46.8272*** (2.6689)
组间系数差异 <i>P</i> 值	0.0000***	
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
<i>N</i>	4895	6348
Adj. <i>R</i> ²	0.662	0.630
<i>F</i>	272.1605	302.3437

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

基于表 9 所汇报的环境规制强度分组回归结果,Period×Treat 的回归系数在高环境规制地区中显著为正。这表明排污费改为环保税之后,高环境规制强度地区的企业 ESG 投资得到了更大程度的提升。进一步观察高环境规制样本与低环境规制样本之间组间系数差异 *p* 值,发现两组样本之间存在显著差异,印证了上文分析。

4 进一步分析

前文的实证结果一致表明,环保费改税政策能够推动企业 ESG 投资,那么,进一步地,环保费改税所提升的企业 ESG 投资能否真正产生积极的经济后果?为解答这一问题,本文参考王桂军和曹平(2018)研究,利用 Change 模型从微观及宏观两个层面进行经济后果检验:

$$Y=\alpha_0+\beta_1\text{Period}_i\times\text{Treat}_j\times\text{ESG}+\beta_2X_{ij}+\epsilon_{ij}\tag{4}$$

其中,Y 表示经济后果,本文以全要素生产率(TFP)指标测量微观层面经济后果,以经济高质量发展(GZL)指标衡量宏观层面经济后果,其他各项与模型(1)定义相同。

4.1 微观经济后果检验:全要素生产率

为了探究环保费改税促进企业 ESG 投资是否对企业全要素生产率产生积极影响,本文借鉴鲁晓东和连玉君(2012)的 OP 法衡量企业全要素生产率,以探究环保费改税的微观经济后果。如表 10 第(1)列所示,交互项 $\text{Period}\times\text{Treat}\times\text{ESG}$ 系数在 1%的水平上显著为正,说明环保费改税对企业 ESG 投资的优化作用有利于促进微观企业全要素生产率的提升。全要素生产率反映了所有投入要素加权综合后形成综合投入的产出效率,被视为微观企业发挥资源配置与提高生产效率的重要指标(黄勃等,2022)。波特假说认为,严格而灵活的环境规制能够加强企业创新,促进企业生产率(Porter and Van der Linde,1995)。一方面,环保费改税促进企业 ESG 投资提升,可以将更多的资金投入绿色创新类项目,生产要素重新组合实现资源配置效率提高(林伯强,2022)。另一方面,ESG 投资也带动了企业的绿色创新能力,促进企业技术进步,实现了生产效率的提高(郭吉涛和梁爽,2021)。因此,环保费改税对企业 ESG 投资的促进作用推动了微观企业的全要素生产率的提升,说明环保费改税政策的执行更加符合微观企业高质量发展的要求。

表 10 经济后果检验

	(1)	(2)
	TFP	GZL
Period×Treat×ESG	0.0034 *** (2.9508)	0.0001 * (1.6570)
控制变量	Yes	Yes
常数项	-1.6447 (-1.4261)	-0.4700 *** (-8.4767)
Industry	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
N	11243	11243
Adj. R ²	0.417	0.294
F	228.9272	153.0095

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4.2 宏观经济后果检验:经济高质量发展

为了探究环保费改税促进企业 ESG 投资是否对经济高质量发展产生积极影响,本文

借鉴孙豪等(2020)的研究,基于创新、协调、绿色、开放、共享新发展理念构建经济高质量发展指标体系,对经济高质量发展进行衡量,以探究环保费改税的宏观经济后果。如表10第(2)列所示,交互项 $\text{Period} \times \text{Treat} \times \text{ESG}$ 系数在10%的水平上显著为正,说明环保费改税对企业 ESG 投资的优化作用有利于促进整体产业结构升级。这是由于企业的大多数环保投资规模较大且投资回收期较长,需要大量的资本投入并且依赖于先进科学技术发展。因此,ESG 投资对企业产业结构绿色升级而言是一项有力支持。一方面,企业践行 ESG 实践有助于企业逐步走向绿色创新驱动发展道路,调整产业结构比重,提高资源利用效率,降污减排(王贞洁和王惠,2022)。另一方面,企业 ESG 投资会促使企业战略转向绿色治理,履行生态环保理念,完善企业组织管理架构,从而促进产业结构升级。所以,环保费改税对企业 ESG 投资的促进作用推动了产业结构高级化,进而促进经济又快又好的高质量发展。

5 结论与政策建议

作为我国第一部“绿色税法”的环保税,对企业的污染排放行为能够形成有效的约束和激励作用,为环境保护与经济增长起着关键作用,也为其他税种的立法树立了标杆。基于此,本文以企业 ESG 投资作为切入点,探究宏观环保政策实施对经济增长的影响。研究发现:(1)总体来讲,环保费改税政策对于企业 ESG 投资具有正向促进作用。(2)环保费改税政策主要通过提高公众环境关注度和处罚力度来对企业 ESG 投资施加影响。(3)异质性检验发现,环保费改税政策对企业 ESG 投资的正向冲击效果在非国有企业方面表现得更加明显;从行业层面看,环保费改税的实施效果与环境污染程度有关,其对非重污染行业企业的作用效果更显著;从区域环境规制角度,在高环境规制地区环保费改税对企业 ESG 投资的冲击作用更强。(4)环保费改税通过企业 ESG 投资显著促进了微观企业全要素生产率与宏观产业转型升级,为经济高质量发展提供了可行路径。

根据研究结果,提出如下政策启示:

(1) 重视环保税法价值,强化企业 ESG 投资行为。环境保护税政策在环境经济方面有着关键作用,本文的研究验证了环保税在优化企业环境行为、助力转型发展方面的长远作用,但部分地区还有着环境执法监管不足的现象。因此,地方政府需重视环保税价值所在,严格实行环保税政策,积极落实各部门“信息共享、协作共治”征管体系,以科学化、制度化的管理方式评估各地政府环境保护工作,进一步提高地方政府的环境治理积极性,落实环保税规范化征收。此外,要发挥环保税法对微观经济主体的导向作用,引导企业履行环境主体责任,并加快完善 ESG 信息披露制度的步伐,从而助力企业积极主动进行 ESG 实践。

(2) 突出因地制宜,实施差异化税收政策。作为趋利型“理性人”,企业在面临环境政策压力时会根据自身条件与外部环境,选择企业最优发展策略。从本文研究结论可知,环保税政策对非重污染行业影响较大,因此应将非重污染行业作为环保费改税政策的主战场,加大对非重污染行业的审查力度,适当给予奖励,降低企业对政策的抵触情绪。此外,还应出台对国有企业的内部控制指引,提高国有企业对 ESG 投资的热情,发挥政策效应,

减少政府干预程度。

(3) 加强 ESG 理念宣传教育,提高公众环境参与度。社会大众对环境问题的关切能够促使地方政府更加关注环境治理,使得生态治理的重心转向自下而上的模式。前文指出,公众环境关注度能够打破“政企合谋”,扩大绿色产品市场需求,致使企业进行 ESG 实践。因此,在构建“双碳”目标的背景下,政府应重视公众环境关注度,加大基层宣传,合理运用媒体手段批评与揭露环境污染行为,使得 ESG 理念深入人心。此外还应将公众关注转化为公众参与,发挥非正式环境规制的约束作用,公众乃至企业应主动承担社会责任,落实 ESG 投资,提高环境参与水平,促进经济绿色发展。

参考文献

- 陈羽桃, 冯建. 2020. 企业绿色投资提升了企业环境绩效吗——基于效率视角的经验证据[J]. 会计研究, (1): 179-192.
- Chen Y T, Feng J. 2020. Do corporate green investments improve environmental performance? evidence from the perspective of efficiency[J]. *Accounting Research*, (1): 179-192. (in Chinese)
- 陈璇, 钱维. 2018. 新《环保法》对企业环境信息披露质量的影响分析[J]. 中国人口·资源与环境, 28(12): 76-86.
- Chen X, Qian W. 2018. Effects of the new environmental protection law on the quality of companies' environmental information disclosure[J]. *China Population, Resources and Environment*, 28(12): 76-86. (in Chinese)
- 范庆泉, 储成君, 高佳宁. 2020. 环境规制、产业结构升级对经济高质量发展的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 30(6): 84-94.
- Fan Q Q, Chu C J, Gao J N. 2020. Effect of environmental regulation and industrial structure upgrading on high-quality economic development[J]. *China Population, Resources and Environment*, 30(6): 84-94. (in Chinese)
- 郭吉涛, 梁爽. 2021. 数字经济对中国全要素生产率的影响机理: 提升效应还是抑制效果? [J]. 南方经济, (10): 9-27.
- Guo J T, Liang S. 2021. The impact mechanism of the digital economy on China's total factor productivity: An uplifting effect or a restraining effect? [J]. *South China Journal of Economics*, (10): 9-27. (in Chinese)
- 黄勃, 李海形, 江萍, 等. 2022. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. 管理世界, 38(10): 195-211.
- Huang B, Li H T, Jiang P, et al. 2022. Strategic alliance, factor flow and firm total factor productivity growth [J]. *Journal of Management World*, 38(10): 195-211. (in Chinese)
- 金友良, 谷钧仁, 曹辉祥. 2020. “环保费改税”会影响企业绩效吗? [J]. 会计研究, (5): 117-133.
- Jin Y L, Gu J R, Zeng H X. 2020. Does “environmental protection fees replaced with environmental protection taxes” affect corporate performance? [J]. *Accounting Research*, (5): 117-133. (in Chinese)
- 李虹, 邹庆. 2018. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究, 53(11): 182-198.
- Li H, Zou Q. 2018. Environmental regulations, resource endowments and urban industry transformation: Comparative analysis of resource-based and non-resource-based cities[J]. *Economic Research Journal*, 53(11): 182-198. (in Chinese)
- 李青原, 肖泽华. 2020. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 55(9): 192-208.
- Li Q Y, Xiao Z H. 2020. Heterogeneous environmental regulation tools and green innovation incentives: Evidence from green patents of listed companies[J]. *Economic Research Journal*, 55(9): 192-208. (in Chinese)
- 李子豪, 袁丙兵. 2019. 空间关联和门槛效应的地方政府环境治理研究——基于廉洁度视角的考察[J]. 中国软科学,

- (10): 61-69.
- Li Z H, Yuan B B. 2019. Government environmental governance research from spatial correlation and threshold effect: Based on the perspective of integrity[J]. *China Soft Science*, (10): 61-69. (in Chinese)
- 林伯强. 2022. 碳中和进程中的中国经济高质量增长[J]. *经济研究*, 57(1): 56-71.
- Lin B Q. 2022. China's high-quality economic growth in the process of carbon neutrality[J]. *Economic Research Journal*, 57(1): 56-71. (in Chinese)
- 刘金科, 肖翊阳. 2022. 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*, 57(1): 72-88.
- Liu J K, Xiao Y Y. 2022. China's environmental protection tax and green innovation: Incentive effect or crowding-out effect? [J]. *Economic Research Journal*, 57(1): 72-88. (in Chinese)
- 刘荣增, 何春. 2021. 环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J]. *中国软科学*, (8): 41-52.
- Liu R Z, He C. 2021. Study on the threshold effect of environmental regulation on income inequality of urban residents[J]. *China Soft Science*, (8): 41-52. (in Chinese)
- 卢洪友, 刘启明, 徐欣欣, 等. 2019. 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*, 29(6): 130-137.
- Lu H Y, Liu Q M, Xu X X, et al. 2019. Can environmental protection tax achieve 'reducing pollution' and 'economic growth'? based on the change perspective of China's sewage charges[J]. *China Population, Resources and Environment*, 29(6): 130-137. (in Chinese)
- 鲁晓东, 连玉君. 2012. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. *经济学(季刊)*, 11(2): 541-558.
- Lu X D, Lian Y J. 2012. Estimation of total factor productivity of industrial enterprises in China: 1999—2007[J]. *China Economic Quarterly*, 11(2): 541-558. (in Chinese)
- 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 2019. 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*, (5): 5-23.
- Ren S G, Zheng J J, Liu D H, et al. 2019. Does emissions trading system improve firm's total factor productivity: Evidence from Chinese listed companies[J]. *China Industrial Economics*, (5): 5-23. (in Chinese)
- 孙豪, 桂河清, 杨冬. 2020. 中国省域经济高质量发展的测度与评价[J]. *浙江社会科学*, (8): 4-14, 155.
- Sun H, Gui H Q, Yang D. 2020. Measurement and evaluation of the high-quality of China's provincial economic development[J]. *Zhejiang Social Sciences*, (8): 4-14, 155. (in Chinese)
- 孙文浩, 张杰. 2021. 减税有利于何种高新技术企业创新——基于人才结构的视角[J]. *财政研究*, (8): 107-120.
- Sun W H, Zhang J. 2021. What kind of high-tech enterprises can benefit from the tax reduction—Based on perspective of the talent structure[J]. *Public Finance Research*, (8): 107-120. (in Chinese)
- 王桂军, 曹平. 2018. “营改增”对制造业企业自主创新的影响——兼议制造业企业的技术引进[J]. *财经研究*, 44(3): 4-19.
- Wang G J, Cao P. 2018. The effect of 'to replace business tax with VAT' on the indigenous innovation of manufacturing enterprises: With some implications for technical introduction of manufacturing enterprises[J]. *Journal of Finance and Economics*, 44(3): 4-19. (in Chinese)
- 汪明月, 李颖明, 王子彤. 2022. 异质性视角的环境规制对企业绿色技术创新的影响——基于工业企业的证据[J]. *经济问题探索*, (2): 67-81.
- Wang M Y, Li Y M, Wang Z T. 2022. Heterogeneity analysis of the impact of environmental regulation on green technology innovation of enterprises—Based on large sample data of industrial enterprises in China[J]. *Inquiry into Economic Issues*, (2): 67-81. (in Chinese)
- 王晓祺, 郝双光, 张俊民. 2020. 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*, 30(7): 107-117.
- Wang X Q, Hao S G, Zhang J M. 2020. New environmental protection law and corporate green innovation: Forcing or forcing out? [J]. *China Population, Resources and Environment*, 30(7): 107-117. (in Chinese)

- 王贞洁, 王惠. 2022. 低碳城市试点政策与企业高质量发展——基于经济效率与社会效益双重视角的检验[J]. 经济管理, 44(6): 43-62.
- Wang Z J, Wang H. 2022. Low-carbon city pilot policy and high quality development of enterprises: From the perspective of economic efficiency and social benefit[J]. *Business and Management Journal*, 44(6): 43-62. (in Chinese)
- 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 2004. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 36(5): 614-620.
- Wen Z L, Zhang L, Hou J T, et al. 2004. Testing and application of the mediating effects[J]. *Acta Psychologica Sinica*, 36(5): 614-620. (in Chinese)
- 吴育辉, 田亚男, 陈韞妍, 等. 2022. 绿色债券发行的溢出效应、作用机理及绩效研究[J]. 管理世界, 38(6): 176-190.
- Wu Y H, Tian Y N, Chen Y Y, et al. 2022. The spillover effect, mechanism and performance of green bond issuance[J]. *Journal of Management World*, 38(6): 176-190. (in Chinese)
- 许彦彦, 林婷, 张国建. 2022. 环境规制对绿色技术扩散的影响[J]. 中南财经政法大学学报, (5): 147-160.
- Xu D Y, Lin T, Zhang G J. 2022. The impact of environmental regulation on the diffusion of green technology[J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, (5): 147-160. (in Chinese)
- 徐业坤, 马光源. 2019. 地方官员变更与企业产能过剩[J]. 经济研究, 54(5): 129-145.
- Xu Y K, Ma G Y. 2019. Local officials' turnover and enterprises' overcapacity[J]. *Economic Research Journal*, 54(5): 129-145. (in Chinese)
- 杨柳勇, 张泽野, 郑建明. 2021. 中央环保督察能否促进企业环保投资? ——基于中国上市公司的实证分析[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 51(3): 95-116.
- Yang L Y, Zhang Z Y, Zheng J M. 2021. Does central government environmental inspection promote firm environmental protection expenditure? Evidences from listed companies in China [J]. *Journal of Zhejiang University (Humanities and Social Sciences)*, 51(3): 95-116. (in Chinese)
- 伊志宏, 陈欣, 田柳. 2022. 公众环境关注对企业绿色创新的影响[J]. 经济理论与经济管理, 42(7): 32-48.
- Yi Z H, Chen X, Tian L. 2022. The effect of public environmental concerns on corporate green innovation[J]. *Economic Theory and Business Management*, 42(7): 32-48. (in Chinese)
- 张成, 陆旸, 郭路, 等. 2011. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 46(2): 113-124.
- Zhang C, Lu Y, Guo L, et al. 2011. The intensity of environmental regulation and technological progress of production[J]. *Economic Research Journal*, 46(2): 113-124. (in Chinese)
- Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. 2010. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490): 493-505.
- Liang H, Wang Z T, Niu R K. 2023. Does environmental regulations promote the green transformation of high polluters? [J]. *Applied Economics Letters*, 30(7): 927-931.
- Porter M E, Van der Linde C. 1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97-118.
- Rubashkina Y, Galeotti M, Verdolini E. 2015. Environmental regulation and competitiveness: Empirical evidence on the Porter Hypothesis from European manufacturing sectors[J]. *Energy Policy*, 83(1): 288-300.
- Wang H, Mamingi N, Laplante B, et al. 2003. Incomplete enforcement of pollution regulation: Bargaining power of Chinese factories[J]. *Environmental and Resource Economics*, 24(3): 245-262.

The Impact of Environmental Protection Fee-to-Tax Reform on Corporate ESG Investment

Hanli Wu Yuxin Xiong

(School of Management, Northwest University of Political Science and Law)

Abstract In response to increasingly prominent environmental issues, the Chinese government has legislated the imposition of an environmental protection tax, ensuring a smooth transition from “fee payment” to “tax payment” based on the principle of “tax burden shift.” Using micro-level data from A-share listed companies on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2011 to 2022, this study examines the impact of this policy change on corporate ESG investment and its underlying mechanisms. The findings indicate that the implementation of the environmental protection fee-to-tax reform incentivizes firms to engage in ESG investments. Moreover, the increase in public environmental awareness and the intensification of regulatory penalties are two key channels through which this reform influences corporate ESG investment. These conclusions remain robust after a series of validation tests. Additionally, the impact of the reform is more pronounced for non-state-owned enterprises, non-heavy polluting firms, and companies operating in regions with stronger environmental regulations. Furthermore, the reform not only promotes corporate ESG investment but also contributes to firm-level total factor productivity and macro-level industrial structural transformation and upgrading. These findings aim to provide theoretical insights for high-quality economic growth and serve as a decision-making reference for improving the environmental tax system.

JEL Classification Q58