

环保费改税与企业高质量发展

——基于全要素生产率与ESG表现双维视角的检验

郑文轩

上海工程技术大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年5月20日; 录用日期: 2024年6月6日; 发布日期: 2024年8月22日

摘 要

在“双碳目标”背景下, 中国逐步提高对企业高质量发展的要求。本文基于2015~2022年中国A股上市制造业企业数据, 将我国环保费改税政策作为一项准自然实验, 采用双重差分法, 实证检验环保费改税对于企业高质量发展的影响。研究结果表明: 第一, 环保费改税促进了企业的高质量发展; 第二, 环保费改税通过加大企业技术创新力度促进了企业高质量发展; 第三, 进一步分析发现, 环保费改税促进企业高质量发展的作用在媒体关注度较高的企业中更为明显, 研究结果为我国进一步完善和优化环保税政策提供了借鉴意义, 有助于实现经济社会的可持续发展。

关键词

环保费改税, 全要素生产率, ESG, 技术创新, 高质量发展

The Reform of Environmental Protection Fees into Taxes and the High-Quality Development of Enterprises

—A Test Based on the Two-Dimensional Perspective of Total Factor Productivity and ESG Performance

Wenxuan Zheng

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: May 20th, 2024; accepted: Jun. 6th, 2024; published: Aug. 22nd, 2024

Abstract

In the context of the “dual carbon goals”, China has gradually increased its requirements for high-quality development of enterprises. Based on the data of China’s A-share listed manufacturing enterprises from 2015 to 2022, this paper takes China’s environmental protection fee tax reform policy as a quasi-natural experiment, and empirically examines the impact of environmental protection fee tax reform on the high-quality development of enterprises by using the difference-in-difference method. The results show that: first, the reform of environmental protection fee to tax promotes the high-quality development of enterprises; second, the change of environmental protection fee to tax has promoted the high-quality development of enterprises by increasing their technological innovation; thirdly, further analysis finds that the role of environmental protection fee to tax in promoting the high-quality development of enterprises is more obvious in enterprises with high media attention, and the research results provide reference significance for further improving and optimizing the environmental protection tax policy in China, which is conducive to achieving sustainable economic and social development.

Keywords

Environmental Protection Fee to Tax, Total Factor Productivity, ESG, Technological Innovation, High-Quality Development

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

自党中央提出“高质量发展”概念以来，在可预见的发展阶段内，我国的顶层设计都牢牢跟随“高质量发展”的要求，这也同样体现在税收领域中，近年来，税收的功能不断得到重视，通过税收来鼓励创新行为(刘芳雄和汪一林，2023 [1])与优化经济与环境的关系已成为大势所趋(Hu *et al.*, 2023 [2])。而环境保护税作为一项重要的市场经济型环境规制，通过将污染成本内部化的方式，取得了良好的治理效果。其实我国早已于 1979 年建立起排污费制度，该制度在老污染源治理与控制新污染源确实发挥了重要作用，然而由于排污费制度存在强制性不足、污染物覆盖范围窄以及对企业责任重视不够等局限性(王海等，2019 [3])，我国于 2016 年通过《中华人民共和国环境保护税法》(后文简称《环境保护税法》)并于 2018 年正式实施，至此，排污收费制度正式改环境保护税制度(后文简称“环保费改税”)，标志着我国环境法律的框架的进一步推进和绿色税制的重要进步。环境保护税作为税制改革中的重大创新，建立了“多排多缴，少排少缴，不排不缴”的激励机制，通过增加高污染、高耗能行业的经营成本，促使这些行业进行技术革新，实现节能减排，最终促成经济社会的可持续发展。

关于环保费改税的政策效应，学术界已有诸多探索。从微观层面分析，大多文献从企业全要素生产率、投资效率、技术创新、绿色转型和 ESG 表现来进行探究。例如，从经济效率层面分析，环保费改税能够促进企业整合资源的能力(廖国平和杨世航，2023 [4])，同时遵循“波特效应”，在一定程度上加大企业技术创新力度(张安军，2022 [5])，从而提高企业的全要素生产率(杨洁等，2022; 曹越等，2022 [6] [7])，

从长期来看,也会对企业绩效产生影响(金友良, 2020 [8])。然而,遵循“成本理论”,也有研究认为,环保费改税会使企业紧缩成本,忽视实际创新能力以及加大企业的“漂绿”行为,从而抑制企业创新能力,反而降低了企业全要素生产率(Wang et al., 2023 [9])。同时,从企业的社会效益角度分析,环保税法生效后,企业会选择提高自身的环境绩效(于连超等, 2023 [10]),也会基于规制压力选择可持续发展之路(王性玉和赵辉, 2022 [11]),同时,也促进了企业披露自身 ESG 表现的意愿(王琳等, 2023 [12])。但也有研究表明,短期内严格的环境税法会通过生产成本,环境监管强度与环境责任履行三种传导机制降低企业披露环境信息的意愿(孔东民等, 2021 [13])。在此背景下,探究环境税制改革能否在企业中实现经济效益与社会效益双赢,成为了本文研究的重点。

当前学术界对企业高质量发展的理解还存在不同观点。全要素生产率是衡量一个经济体中所有生产要素综合效率的指标,能够最直观地展现企业的经济发展,因此,较多实证研究类文章将全要素生产率作为衡量企业高质量发展的单一因素(张兆国等, 2024; 杨林和沈春蕾, 2021 [14] [15])。随着认知不断深化,也有学者认为应该从不同维度来评价企业高质量发展更为全面,例如黄速建等(2018)认为企业高质量发展意味着企业具备产品服务一流、绩效卓越和社会价值驱动等多个特征[16]。张涛(2020)从企业创新、绿色、开放、共享、效率、风险防控六个方面来衡量企业高质量发展[17]。李维安等(2019)认为,企业高质量发展是以技术为基础,整合企业资源,形成竞争优势,向社会提供产品,关键是能否实现经济效益、社会效益、环境效益的统一[18]。2022年3月,国务院国资委设立了社会责任局,旨在推动企业践行 ESG 理念,承担社会责任。这就要求企业在追求经济效益的同时不能忽视自身的环境友好理念与社会责任意识,并将其融入至企业高质量发展之中。因此,从全要素生产率与 ESG 表现双重维度来统筹研究环保费改税对企业高质量发展的影响将会变得更为严谨与全面。

基于此,本文以 2015~2022 年中国 A 股上市制造企业为研究对象,采用双重差分模型,从企业全要素生产率与 ESG 表现双维视角出发,检验环保费改税对企业高质量发展的影响。本文可能存在的边际贡献:第一,现有文献多从宏观角度来探究环保税的政策效应,且主要考虑宏观影响和区域效应(闫浩和马金华, 2023 [19]; 韩菲和闫书淇, 2023 [20])。本文基于微观角度,展开对环保费改税政策效应的分析;第二,现有文献大多从企业全要素生产率单一方面来探究环保费改税与企业高质量发展的关系,本文基于全要素生产率与 ESG 表现的双维视角进行探究,更符合当下企业可持续发展的要求;第三,丰富了环保费改税对企业高质量发展的影响因素研究,为波特假说是否符合当前中国企业绿色转型提供新的经验证据。第四,本文关注媒体的作用,从媒体角度探索政策实施的推动因素,能够为政府完善相关政策提供进一步依据。

2. 理论分析与假设

从企业全要素生产率的视角分析,首先,遵照“外部性理论”,企业在生产经营的过程中产生的污染排放物具有极强的负外部性,从而产生环境污染问题。环境税法背后的逻辑在于将减少环境污染的费用由社会群体合法转移至污染主体,从而达到遏制企业随意排放污染物行为的目的,因此,企业的生产成本将因为环境税的征收而提高。一方面,由于税率提高,企业需要支付更多的费用来缴纳税款,另一方面,由于征收环境税,企业可能通过采取购买可降解的材料、处理生产废物以及技术革新等手段来降低污染物的排放,这便需要额外的成本。根据古典经济学理论,企业原本用于生产经营的资源被挤出,将更多的生产成本用于支付税收或对抗污染,导致生产率下降。然而,波特假说持相反观点,税收压力的增加能够迫使企业进行绿色转型,通过增加研发投入形成创新补偿效应,从而发挥先动优势,优化生产流程结构。此外,基于利益相关者理论,政府部门,潜在投资者以及社会大众等企业利益相关者会根据企业实际税负,评估企业的风险,从而考虑是否进行自身收益最大化的行为。为了获得利益相关者的

青睐,企业需要履行自身的环境承诺,并在生态改善和产业升级营造良好形象,这可能有助于企业全要素生产率的增长。

从企业 ESG 表现的视角分析,首先,ESG 是一个多维度的概念,分别从环境、社会与内部治理三个维度反映企业持续经营的状况。在环境税法的影响下,高污染企业可能会进行内部革新,寻求技术创新,重组供应链关系,进行内部人事调整。他们还可能重新设计公司战略,从而在一定程度上影响“S”和“G”因素。然而,从最直观的角度分析,环境税法明确建立起“多排多缴,少排少缴,不排不缴”的激励机制,为投资环保项目的企业提供资金支持,因此更有可能通过增强高污染企业的环境意识,提升整体的 ESG 绩效。因此,本文提出如下假设:

H1: 环保费改税提升了企业的全要素生产率与 ESG 表现,促进了企业的高质量发展。

内生增长理论表明,经济能够不依赖外力推动而实现可持续增长,内生的技术进步是保持经济增长的决定因素。该理论同样适用于微观层面,技术创新能力作为企业的核心竞争能力,在企业的生产经营活动中发挥着关键性作用,在一定程度上影响着企业的全要素生产率(Zhao *et al.*, 2022; Wu *et al.*, 2022 [21] [22])。波特假说认为,在环境规制的压力下,提供绿色低碳产品的企业以及低排放、低耗能的企业更能获得市场的青睐,因此,高污染企业会选择通过技术创新手段优化生产流程,降低能源消耗与污染排放,提高生产经营效率从而增强自身核心竞争力(刘金科和肖翊阳, 2022 [23]),以弥补环境保护税造成的额外生产成本。通过技术升级加大能源使用效率,在一定程度上可能促进企业全要素生产率的提升。同时,根据可持续发展理论,环境税法能够形成有效的利益驱动机制,通过加大创新力度,引导企业采用清洁工艺和生产非污染物品,当行业内普遍增强环保意识时,市场需求的匹配度提升,能够显著降低减排的边际成本(郑琴琴和陆亚东, 2018 [24]),从而可能能够促进企业 ESG 中的“E”因素,提升企业的 ESG 表现,因此,因此,本文提出如下假设:

H2: 环保费改税通过加大企业技术创新力度从而提升企业的全要素生产率与 ESG 表现,促进了企业的高质量发展。

3. 研究设计

3.1. 样本选取与数据来源

2015 年,我国颁布了新的《环境保护法》,而我国于 2018 年 1 月 1 日颁布了《环境保护税法》,为了保证实验的窗口期与政策实施的窗口一致,本文根据证监会 2012 年发布的《上市公司行业分类指引》,选取了 2015~2022 年中国 A 股制造业上市企业为研究对象,以 2018 年 1 月 1 日颁布的《环境保护税法》为准自然实验,采用双重差分的方法进行实证研究。为了验证假设,本文对样本数据做如下处理:(1) 剔除 ST 和*ST 类上市企业;(2) 剔除样本期主要变量存在缺失值的企业;(3) 为了降低异常值的影响,对主要研究变量进行 1%和 99%分位数的缩尾处理。最终共得到 2988 家制造企业共 14,257 个观测值的非平衡面板数据。企业层面数据来自于国泰安数据库(CSMAR)与万得数据库(Wind),企业专利数据通过各上市企业年报进行手工收集整理,数据处理与分析利用 Stata17.0 完成。

3.2. 变量选取

3.2.1. 被解释变量

全要素生产率(TFP)是当前衡量中国高质量发展的重要指标。既往文献普遍按照 OP 法和 LP 法来对 TFP 进行衡量,但是 OP 法需要满足投资额和总产出始终保持单调的关系,这就意味着投资额为 0 的样本无法被估计。LP 法则采用中间品投入指标作为代理变量,以此对 OP 法进行了改进,从而提高了代理变量选择的灵活性。因此本文采用 LP 法对全要素生产率进行估计。具体回归方程如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \gamma \ln M_{it} + \varepsilon_{it}$$

(1)

根据既往研究，本文选择营业收入作为的代理变量，选择员工总数作为的代理变量，选择固定资产投入作为的代理变量，选择购买商品，支付劳务的现金作为的代理变量。

ESG 表现(ESG)。简称“环境、社会、治理”，是一种投资理念和企业评价标准，关注的是企业的环境、社会 and 治理绩效，而非财务绩效。ESG 评价是衡量企业可持续发展能力的重要指标，也是反映企业社会效益的关键指标。本文借鉴高杰英(2021) [25]的研究方法，以华证 ESG 评级来衡量企业 ESG 评级，将华证 ESG 评级从 C 到 AAA 依次赋值为 1~9，即评级为 C 时，ESG = 1；评级为 CC 时，ESG = 2；评级为 CCC 时，ESG = 3，以此类推。

3.2.2. 解释变量

$Treat_i * Time_t$ (TT)是自变量。本文利用 DID 模型，其中是政策对象，参考孔东民(2021) [13]和金友良(2020) [8]的研究，本文选取税负有明显提升的企业样本为实验组，税负基本没有发生变化的企业为对照组，因此当企业所在地为税负提标的省份时，取值为 1，当企业所在地为税负平移的省份时取值为 0。 $Time$ 为环境保护税的时间效应，当年份为 2018 年及以后时，取值为 1，否则取值为 0。

3.2.3. 控制变量

参考既往研究，本文选取了资产负债率(Lev)、前十大股东持股比例(Top10)、总资产回报率(ROA)、现金流(Cashflow)、企业规模(Size)、企业年龄(Age)以及托宾 Q 值(TobinQ)与固定资产(Fixed)作为控制变量，具体测度方式如下表 1 所示：

Table 1. Variable definition table
表 1. 变量定义表

变量方式	变量名称	变量符号	变量测度方式
被解释变量	企业全要素生产率	TFP_LP	ln (LP 法测度的企业全要素生产率)
	ESG 评级	ESG	根据华证 ESG 评级由高到低赋值
政策变量	时间虚拟变量	Time	年份为 2018 年及以后时，取值为 1，否则取值为 0
	分组虚拟变量	Treat	企业所在地为税负提标的省份时，取值为 1，企业所在地为税负平移的省份时取值为 0
控制变量	资产负债率	Lev	总资产/总负债
	前十大股东股权集中度	Top10	ln (前十大股东持股比例)
	总资产回报率	ROA	期末净利润/期末总资产
	现金流	Cashflow	经营活动的现金流/总资产
	企业规模	Size	ln (员工总人数)
	企业年龄	Age	ln (当前年份 - 成立年份 + 1)
	托宾 Q 值	TobinQ	企业市价/企业的重置成本
	固定资产	Fixed	固定资产净额/总资产

3.3. 模型构建

为了验证假设，本文构建如下回归模型：

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i * Time_t + \rho X_{it} + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

(2)

在模型中， HQD 代表企业高质量发展， i 表示公司个体， t 表示时间， X 表示各种控制变量， ε_{it} 表示随机扰动项。 η_i 、 θ_t 分别是公司的个体固定效应与年份固定效应。本文重点关注交互项(TT)的回归系数 β_1 ，其揭示了实验组和对照组的企业全要素生产率与 ESG 表现在《环境保护税法》出台前后的变化，用以识别《环境保护税法》的政策效应。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计

下表 2 报告了描述性统计的结果。其中，对数化后的 TFP_LP 最大值为 2.400，最小值为 1.874，均值为 2.122，表明样本企业的全要素生产率还存在较大差距，ESG 的最大值为 84.34，最小值为 58.52，均值为 73.40，表明样本中的制造业企业 ESG 表现较为良好，但由于标准差为 5.026，表明各样本之间 ESG 表现也存在较大差距。此外，各控制变量也在正常范围内波动，为研究提供了良好的素材。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
TFP_LP	14,257	2.122	0.110	1.874	2.400
ESG	14,257	73.400	5.026	58.521	84.341
ROA	14,257	0.061	0.048	0.002	0.237
Lev	14,257	0.376	0.175	0.060	0.780
Cashflow	14,257	0.060	0.063	-0.103	0.251
Size	14,257	22.20	1.167	20.121	25.803
Top10	14,257	0.587	0.143	0.252	0.888
Age	14,257	2.975	0.279	2.197	3.555
TobinQ	14,257	2.206	1.388	0.864	8.719
Fixed	14,257	0.214	0.126	0.017	0.586

4.2. 基准回归分析

基准回归结果如下表 3 所示。其中，列(1)与列(2)是在未添加控制变量，仅固定个体时间效应时，被解释变量为全要素生产率(TFP)时，TT 的系数为 0.005，在 1%水平下显著，被解释变量为企业 ESG 表现时，TT 的系数为 0.291，在 5%水平下显著；列(3)与列(4)在添加控制变量之后，被解释变量为全要素生产率(TFP)时，TT 的系数为 0.004，在 1%水平下显著，被解释变量为企业 ESG 表现时，TT 的系数为 0.289，在 5%水平下显著，此外，在添加控制变量之后，R-squared 的系数显著增加，说明模型拟合更好。因此，从实证结果表明，环保费改税从经济效率与 ESG 表现两个维度全面促进了企业的高质量发展，H1 得到了验证。

4.3. 稳健性检验

为了证实上述回归结果的有效性，本文采用以下方法进行稳健性检验。

4.3.1. 平行趋势检验

双重差分模型设定的前提条件是处理组和对照组满足平行趋势假定，即在环境保护税开征之前，

Table 3. Benchmark regression analysis
表 3. 基准回归分析

VARIABLES	(1) TFP_LP	(2) ESG	(3) TFP_LP	(4) ESG
TT	0.005*** (0.001)	0.291** (0.143)	0.004*** (0.001)	0.289** (0.141)
ROA			0.315*** (0.008)	2.485** (1.148)
Lev			0.048*** (0.003)	-4.226*** (0.464)
Size			0.055*** (0.001)	1.453*** (0.127)
Cashflow			0.049*** (0.005)	-1.636** (0.700)
Top10			-0.014*** (0.005)	1.828*** (0.640)
Age			0.052*** (0.008)	-4.053*** (1.096)
TobinQ			0.000* (0.000)	0.030 (0.040)
FIXED			-0.122*** (0.004)	-1.072* (0.629)
Constant	2.070*** (0.004)	72.318*** (0.460)	0.729*** (0.028)	52.684*** (3.910)
Observations	14,257	14,257	14,257	14,257
R-squared	0.358	0.013	0.654	0.033
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES

注：***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1 括号内为标准误，下同。

处理组与对照组的全要素生产率与 ESG 表现有基本一致的变化趋势。因此，本文采用事件研究法来检验控制组和实验组的平行趋势假设。具体来说，将环境保护税开征之年定为基准年，将不包含政策开始前第一年的各独立年份与 *Treat* 的交乘项作为自变量，替换模型(2)中的自变量，进行回归，以此检验政策平行趋势的动态效应。

$$HQD_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2015, t \neq 2018}^{2022} \beta_1 Treat_i * Time_t + \rho X_{it} + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

结果如下图 1 与下图 2 所示，可见在政策实施之前，估计系数在 95% 的置信区间内在 0 处上下浮动，说明在政策实施之前，处理组和对照组的全要素生产率与 ESG 表现发展状况不存在显著差异，满足平行趋势假设。从动态效应上来看，政策开始后，政策效应开始显现，因此平行趋势检验通过。

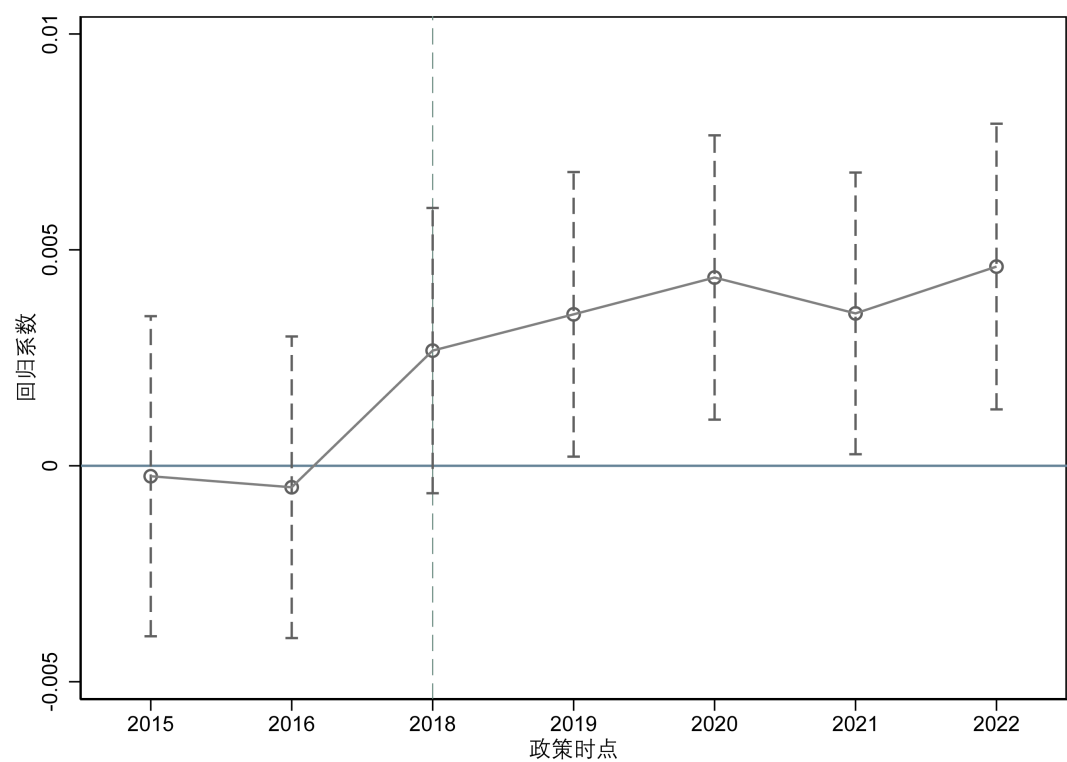


Figure 1. Parallel Trend Chart (TFP)
图 1. 平行趋势检验图(TFP)

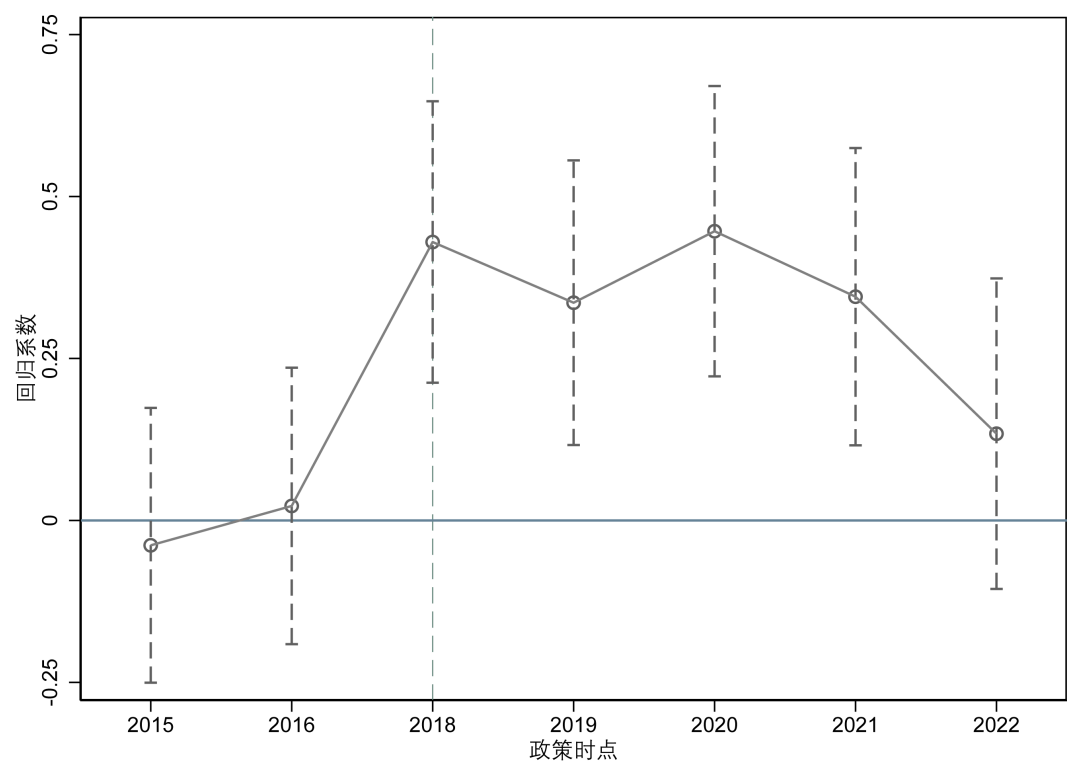


Figure 2. Parallel Trend Chart (ESG)
图 2. 平行趋势检验图(ESG)

4.3.2. 替换被解释变量

除了使用 LP 法对企业全要素生产率进行测算,还可以使用 OP 法对企业全要素生产率进行计算。此外,Blundell 和 Bond (1998)提出了应用广义矩量法来进行企业全要素生产率的计算(GMM 法) [26],该模型以柯布-道格拉斯生产函数为基础,通过在模型中加入具有两个时滞的产出变量作为工具变量,有效地降低了内生性。本文利用 OP 法和 GMM 法重新计算了企业全要素生产率,并替换用 LP 法计算的全要素生产率进行回归。与此同时,本文利用 CNRDS 数据库构建的 ESG 指标,对华证 ESG 做替代变量检验。结果如下表 4 第(1)、(2)、(3)列所示,可以发现,TT 的系数仍然显著为正,进一步验证了 H1。

Table 4. Replacing the explanatory variable
表 4. 替换被解释变量

VARIABLES	(1) TFP_OP	(2) TFP_GMM	(3) CESG
TT	0.003*** (0.001)	0.008*** (0.003)	0.040*** (0.014)
控制变量	控制	控制	控制
Constant	0.724*** (0.029)	0.770*** (0.070)	2.377*** (0.388)
Observations	14,257	14,257	14,257
R-squared	0.645	0.512	0.422
年份固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES

4.3.3. 倾向得分匹配

由于数据观察可能出现样本选择性偏差的内生性问题,本文进一步采用倾向得分匹配方法(PSM),该方法的主要原理是对个体的多维协变量进行降维,得到唯一的综合倾向得分,并检查倾向得分是否接近,从而得出个体特征最接近实验组的对照组。本文采用最近邻匹配(1:1)两种匹配方法对倾向得分进行匹配,控制变量选择 ROA、Lev、Size、Cashflow、Age、Top10、TobinQ、Fixed 作为协变量,下图 3 描绘了最近邻匹配的平衡检查结果,该匹配方法的所有协变量百分比偏差均小于 5%,表明实验组和对照组无明显差异。运用匹配后的数据进行 PSM-DID 回归,结果如下表 5 第(1)列和第(2)列所示,可以发现,TT 的估计系数均是显著的,进一步验证了基准模型的稳健性。

4.3.4. 安慰剂检验

为了进一步避免个体 - 年份层面不可观测因素对于实证结果的影响,本文采取随机抽取的方式进行安慰剂检验。具体而言,本文从时间虚拟变量和分组虚拟变量中随机选取,并生成一个新的交互项,利用该错误的交互项带入基准模型回归,得到错误变量的系数,重复上述操作 500 次。基于上述回归结果,绘制了估计系数核密度图,如下图 4(a)与图 4(c)所示,TT 所有的系数集中分布在 0 附近,且近似服从正态分布;如下图 4(b)与图 4(d)所示,大部分估计值的 p 值大于 0.1,同时,本文的真实估计值 0.004 与 0.289 在安慰剂检验中明显为异常值。因此,表明本文的估计结果不太可能由个体 - 年份层面不可观测因素造成波动,因此表明基准回归结果是稳健的,进一步验证了 H1。

Table 5. Nearest neighbor match regression results
表 5. 最近邻匹配回归结果

VARIABLES	(1) TFP_LP	(2) ESG
TT	0.005*** (0.001)	0.342* (0.206)
控制变量	控制	控制
Constant	0.646*** (0.042)	52.902*** (5.980)
Observations	7644	7644
R-squared	0.669	0.034
年份固定效应	YES	YES
个体固定效应	YES	YES

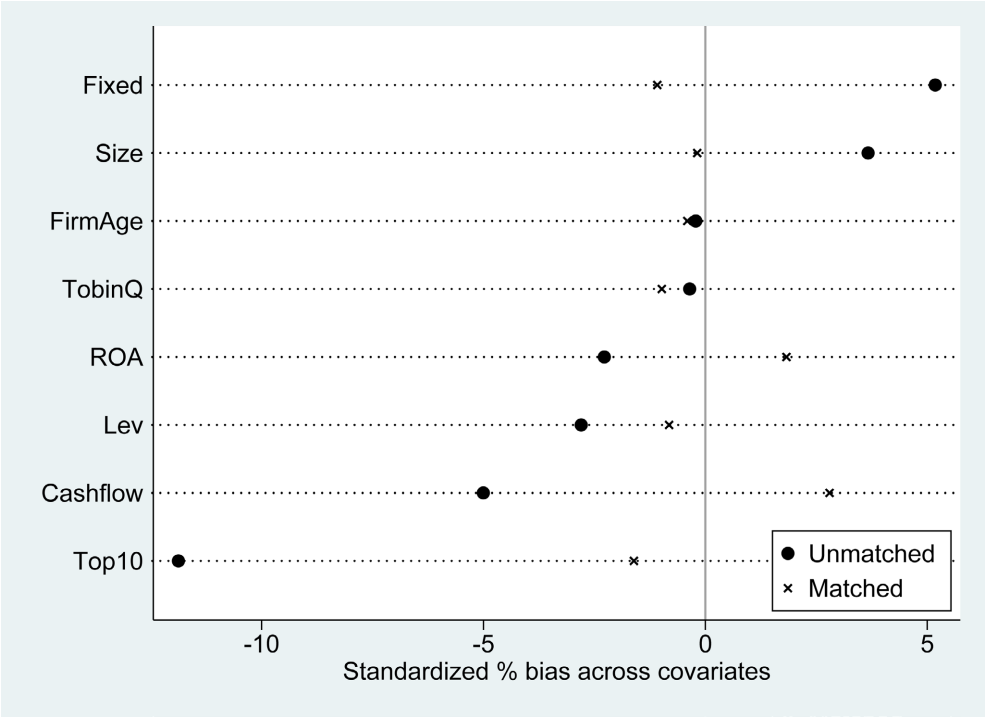


Figure 3. Nearest neighbor match balance check results
图 3. 最近邻匹配平衡检查结果

4.3.5. 固定行业层面不可观测因素

为避免行业层面不可观测因素对模型稳健性的影响，本文继续固定行业层面的不可观测因素，构建了年份 - 个体 - 行业固定效应，回归结果如下表 6 所示，TT 的系数均显著为正，进一步验证了模型的稳健性。

5. 机制分析

根据前文理论分析，环保费改税可能加大企业的技术创新力度，从而形成创新补偿效应，实现企业

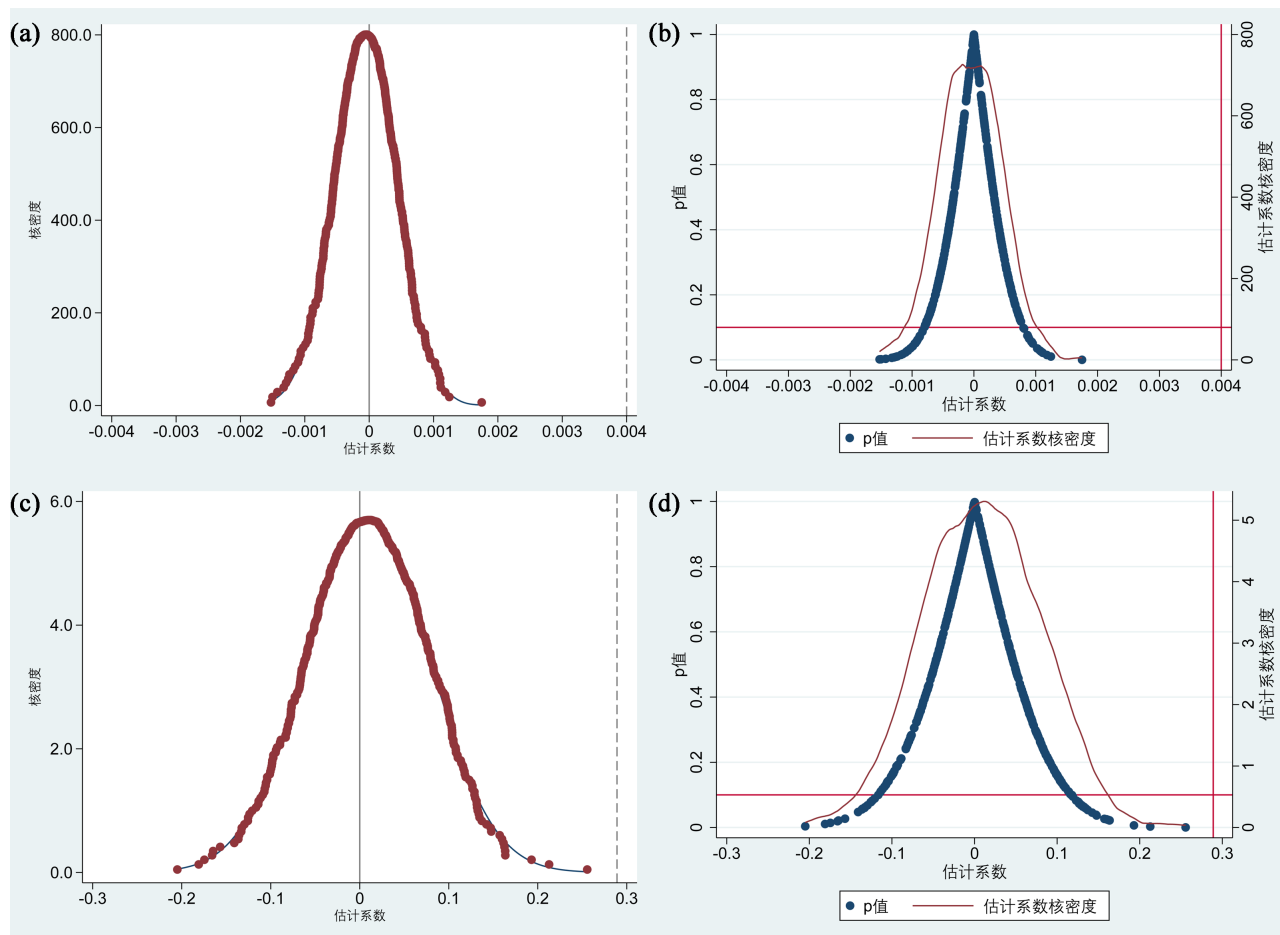


Figure 4. (a) & (b) Estimated coefficient kernel density map & saliency map (TFP); (c) & (d) Estimated coefficient kernel density map & saliency map (ESG)

图 4. (a) & (b) 估计系数核密度图&显著性图(TFP); (c) & (d) 估计系数核密度图&显著性图(ESG)

Table 6. Fixed industry-level unobservable factor regression results

表 6. 固定行业层面不可观测因素回归结果

VARIABLES	(1) TFP_LP	(2) ESG
TT	0.004*** (0.001)	0.264* (0.142)
控制变量	控制	控制
Constant	0.884*** (0.032)	52.069*** (4.548)
Observations	14,257	14,257
R-squared	0.662	0.037
年份固定效应	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES

的高质量发展，因此，为继续探讨 H2，参照温忠麟[27]的中介效应检验流程，构建如下模型：

$$Patent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i * Time_t + \rho X_{it} + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$HQD_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i * Time_t + \gamma_2 Patent_{it} + \rho X_{it} + \eta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

技术创新作为企业重要的内生增长动力，在企业高质量发展中占据着重要地位。专利是企业创新的成果，能够反映出企业的技术创新水平[28] (孔东民等，2017)，因此，为评估企业的创新能力，参考孔东民的方法，本文采用上市制造企业当年自主申请的专利数量来构建企业的技术创新能力的代理变量。代表企业当年申请专利的对数加 1。下表 7 报告了技术创新作为中介变量的回归结果，第(1)列 TT 的系数显著为正，表明环保费改税政策促进了企业的创新能力，第(2)列与第(3)列 TT 与 Patent 系数均显著为正，此外，在进行 1000 次 Bootstrap 抽样检验后，偏差矫正后的 $\alpha_1 * \gamma_2$ 的 95%置信区间为正。因此，表明了技术创新的中介效应存在，环保费改税通过加大企业技术创新力度从而形成创新补偿效应，促进了企业的高质量发展，H2 得到了验证。

Table 7. Regression result of technological innovation as an intermediary
表 7. 技术创新作为中介的回归结果

VARIABLES	(1) Patent	(2) TFP_LP	(3) ESG
TT	0.090*** (0.027)	0.004*** (0.001)	0.278** (0.142)
Patent		0.001** (0.000)	0.130*** (0.049)
控制变量	控制	控制	控制
Constant	-3.034*** (0.746)	0.736*** (0.028)	53.079*** (3.912)
Observations	14,256	14,256	14,256
R-squared	0.032	0.654	0.033
年份固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
Bootstrap 检验		[0.0009, 0.0030]	[0.0068, 0.4478]

6. 媒体关注度的作用进一步分析

媒体关注已成为政府监管的重要补充，通过向企业的相关利益相关者披露信息，承担非正式的社会监督者的责任。在整个公司运营过程中，媒体的关注会影响企业的声誉和盈利能力[29] (Qi et al.)。现如今，社交媒体以多种方式促进了企业的高质量发展，支持可持续的绿色实践与解决企业的“绿色清洗”。企业与公众之间的信息不对称对投资者有重要影响，通过媒体报道，能够传达出环保企业的利好信息，提高企业绿色转型的积极性。

因此，借鉴潘爱玲等(2019)的研究，重要报刊财经新闻中出现该企业相关新闻的总数进行对数处理，构造媒体关注度指标[30]。利用指标年度行业中位数将样本划分为媒体关注度较低和较高两组进行分组回归，检验结果如下表 8 所示，列(1)与列(3)显示，当媒体关注度较低时，环保费改税并未促进制造企业的高质量发展，而列(2)与列(4)显示，当媒体关注度较高时，环保费改税政策均在 1%水平下显著提高了企

业的全要素生产率与 ESG 表现水平。表明媒体关注确实发挥了正面效应，释放了环保费改税的利好信息，促进企业的高质量发展。

Table 8. Heterogeneous regression results of media attention
表 8. 媒体关注度异质性回归结果

VARIABLES	(1) 媒体关注度低 TFP_LP	(2) 媒体关注度高 TFP_LP	(3) 媒体关注度低 ESG	(4) 媒体关注度高 ESG
TT	0.003 (0.002)	0.004*** (0.001)	-0.231 (0.236)	0.639*** (0.202)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Constant	0.670*** (0.031)	0.766*** (0.037)	58.375*** (4.204)	42.708*** (3.812)
Observations	6878	7379	6878	7379
R-squared	0.616	0.681	0.027	0.049
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES

7. 结论与政策建议

环保费改税政策体现了中国对于环境治理的决心，为了检验这一政策是否能够实现企业的高质量发展，本文利用 2018 年《环境保护税法》的颁布作为一项准自然实验，以 2015~2022 年中国 A 股上市制造企业作为研究样本，并运用双重差分模型进行实证检验。主要结论如下：(1) 环保费改税促进了企业的高质量发展，此结论在通过平行趋势检验、PSM-DID、替换关键指标、安慰剂检验等系列稳健性检验后依然成立。(2) 影响机制分析发现，环保费改税通过加大企业的技术创新力度从而促进企业的高质量发展。(3) 环保费改税促进企业高质量发展的作用在媒体关注度较高的企业中更为明显。

本文结合上述研究成果提出相应的政策建议，以不断深化环保费改税政策对企业高质量发展的促进作用，第一，建立更加完善的环保费用优惠政策，针对那些在环保方面表现突出的企业，政府可以考虑给予一定的环保费用优惠，以鼓励更多企业积极参与环保行动，推动整个产业的绿色转型。第二，激励技术创新和绿色技术研发。政府可以通过提供税收优惠、研发补贴或者创新基金等方式，鼓励企业增加对环保技术的投入和研发，以应对环保费改税带来的挑战，同时提升企业的竞争力和可持续发展能力。同时，政府可以建立技术支持平台，为企业提供环保技术应用指导和培训，帮助他们更好地适应环保费改税政策带来的变化，提升环保技术应用水平。第三，政府应该加强对企业环保行为的监管和执法力度，确保环保费改税政策的有效实施，防止企业逃避环保责任，维护公平竞争环境。第四，政府可以加强与媒体的沟通与合作，通过宣传报道和舆论引导，提升公众对企业环保行为的认知和重视程度，进一步推动企业加大环保投入，促进企业高质量发展。

基金项目

《世界经济》课程思政建设项目，项目号：c202403001。

参考文献

[1] 刘芳雄, 汪一林. 税收优惠支持科技创新: 经验、问题与建议[J]. 税务研究, 2023(9): 120-125.

- [2] Hu, J., Fang, Q. and Wu, H. (2023) Environmental Tax and Highly Polluting Firms' Green Transformation: Evidence from Green Mergers and Acquisitions. *Energy Economics*, **127**, Article ID: 107046. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.107046>
- [3] 王海, 尹俊雅, 李卓. 开征环保税会影响企业 TFP 吗——基于排污费征收力度的实证检验[J]. 财贸研究, 2019, 30(6): 87-98.
- [4] 廖果平, 杨世航. 环保“费改税”与企业投资效率——基于《环境保护税法》实施的准自然实验[J]. 工程管理科技前沿, 2023: 1-12.
- [5] 张安军. 环境税征收、社会责任承担与企业绿色创新[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(1): 67-85.
- [6] 杨洁, 马从文, 刘运材. 环境保护费改税对企业全要素生产率的影响[J]. 华东经济管理, 2022, 36(9): 55-65.
- [7] 曹越, 唐奕可, 辛红霞. “环保费改税”提高了重污染企业全要素生产率吗? [J]. 审计与经济研究, 2022, 37(5): 95-106.
- [8] 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.
- [9] Wang, L., Ma, P., Song, Y. and Zhang, M. (2023) How Does Environmental Tax Affect Enterprises' Total Factor Productivity? Evidence from the Reform of Environmental Fee-to-Tax in China. *Journal of Cleaner Production*, **413**, Article ID: 137441. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.137441>
- [10] 于连超, 耿弘基, 毕茜. 绿色税制改革对企业环境绩效的影响研究[J]. 管理学报, 2023, 20(6): 916-924.
- [11] 王性玉, 赵辉. 环境保护税改革对企业绿色发展的影响研究[J]. 科研管理, 2023, 44(8): 139-151.
- [12] 王琳, 孔令尧, 乐权权. 环保费改税与企业 ESG 信息披露——基于分析师关注和机构投资者持股的调节效应[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), 2023(6): 113-128.
- [13] 孔东民, 韦咏曦, 季绵绵. 环保费改税对企业绿色信息披露的影响研究[J]. 证券市场导报, 2021(8): 2-14.
- [14] 张兆国, 徐雅琴, 成娟. 营商环境、创新活跃度与企业高质量发展[J]. 中国软科学, 2024(1): 130-138.
- [15] 杨林, 沈春蕾. 减税降费赋能中小企业高质量发展了吗?——基于中小板和创业板上市公司的实证研究[J]. 经济体制改革, 2021(2): 194-200.
- [16] 黄速建, 肖红军, 王欣. 论国有企业高质量发展[J]. 中国工业经济, 2018(10): 19-41.
- [17] 张涛. 高质量发展的理论阐释及测度方法研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(5): 23-43.
- [18] 李维安, 张耀伟, 郑敏娜, 等. 中国上市公司绿色治理及其评价研究[J]. 管理世界, 2019, 35(5): 126-133+160.
- [19] 闫浩, 马金华. 环保税的有效性分析: 作用机制和异质性探讨[J]. 经济问题, 2023(10): 60-69.
- [20] 韩菲, 闫书淇. 环境保护税能否促进区域绿色全要素生产率增长?——基于贝叶斯时空统计的实证研究[J]. 经济问题, 2023(7): 103-112.
- [21] Zhao, A., Wang, J., Sun, Z. and Guan, H. (2022) Environmental Taxes, Technology Innovation Quality and Firm Performance in China—A Test of Effects Based on the Porter Hypothesis. *Economic Analysis and Policy*, **74**, 309-325. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.02.009>
- [22] Wu, J., Xia, Q. and Li, Z. (2022) Green Innovation and Enterprise Green Total Factor Productivity at a Micro Level: A Perspective of Technical Distance. *Journal of Cleaner Production*, **344**, Article ID: 131070. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.131070>
- [23] 刘金科, 肖翔阳. 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.
- [24] 郑琴琴, 陆亚东. “随波逐流”还是“战略选择”: 企业社会责任的响应机制研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(4): 169-181.
- [25] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 等. ESG 表现能改善企业投资效率吗? [J]. 证券市场导报, 2021(11): 24-34+72.
- [26] Blundell, R. and Bond, S. (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, **87**, 115-143. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8)
- [27] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [28] 孔东民, 徐茗丽, 孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究, 2017, 52(10): 144-157.
- [29] Qi, H., Li, M. and Zhang, H. (2023) The Impact of Media Attention on Corporate Tax Avoidance: A Study Based on Chinese A-Share Listed Companies. *Finance Research Letters*, **58**, Article ID: 104594. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104594>
- [30] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济, 2019(2): 174-192.