引用格式:贾勇, 胡佳楠. 激励型绿色财税政策与制造企业碳排放量——绿色战略导向和绿色技术创新的链式中介[J]. 技术经济, 2026, 45(9): 56-73.

Jia Yong, Hu Jianan. Stimulus-oriented green fiscal and taxation policies and carbon emissions of manufacturing enterprises: A chain mediating role of green strategic orientation and green technology innovation[J]. Journal of Technology Economics, 2026, 45(9): 56-73.

激励型绿色财税政策与制造企业碳排放量

——绿色战略导向和绿色技术创新的链式中介

贾 勇, 胡佳楠

(杭州电子科技大学会计学院, 杭州 310018)

摘 要: 制造业低碳转型成效直接关系中国"双碳"战略目标的实现进程。然而,受转型成本高与内生动力不足双重困境的制约,仅依靠市场机制难以有效推动制造业碳减排进程。因此,如何科学设计并高效实施激励型财税政策,是中国推进制造业低碳转型的关键举措。基于2013—2022年沪深A股制造业上市公司数据,考察激励型绿色财税政策对企业碳排放量的影响机制。绿色补贴与税收优惠两类激励型绿色财税政策工具的碳减排效应存在差异:绿色补贴具有显著的碳减排效应,税收优惠对企业碳排放量呈"先促后抑"的倒U型影响。链式中介检验表明,该政策通过提升企业绿色战略导向、促进绿色技术创新,进而降低企业碳排放量。异质性分析显示,绿色补贴与税收优惠两类激励型绿色财税政策工具的政策效应具有企业特征依赖性,在不同规模、产权性质、行业碳排放水平的企业,以及是否处于低碳试点城市的企业中,呈现出差异化的作用效果。进一步研究发现,当税收优惠力度较大时,可与绿色补贴形成有效的协同效应,最大化激励政策的碳减排成效。研究结论为揭示绿色财税政策工具差异化碳减排机理与协同效应提供了经验证据,为进一步推动制造业绿色转型提供了重要参考。

关键词: 绿色补贴; 税收优惠; 绿色战略导向; 绿色技术创新; 碳排放量; 链式中介

中图分类号: F273.1; F812 **文献标志码**: A **文章编号**: 1002-980X(2026)09-0056-18

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J26031501

一、引言

为积极响应全球低碳、可持续发展战略趋势,中国于2020年正式确立"双碳"目标,力争2030年实现碳达峰。2026年作为"十五五"时期的第一年,将全面实施碳排放总量和强度双控制度,健全激励约束体系,推动经济社会绿色低碳转型。据碳核算数据库(CEADs)数据显示,1997—2021年,制造业碳排放量占总排放量从81.9%增长到85.3%[1],其碳减排成效直接关乎中国"双碳"目标的实现进程,是"双碳"工作推进的关键所在。然而,制造业作为高耗能、高排放的典型代表,其低碳转型进程面临诸多挑战。一方面,制造企业由于对传统生产经营方式的路径依赖及对短期成本和效益的考虑[2],缺乏绿色战略转型内生动力;另一方面,受"高投入、回报不确定"的影响,对绿色技术创新投入不足[3],严重制约了制造企业绿色低碳转型的有效性。

针对制造企业绿色低碳转型"意愿不足"与"能力欠缺"的双重梗阻,中国政府构建起"绿色补贴+税收优惠"的激励型财税政策组合拳。前者以直接资金扶持的方式为企业转型输血[4];后者以间接税负减免的形式为企业低碳发展赋能[5]。尽管如此,当前绿色低碳转型激励政策的制度设计尚未成熟,财政投入力度有限、政策覆盖范围偏窄、资金配置效率不高等短板,已成为制约政策效能充分释放的关键掣肘[6]。

围绕激励型绿色财税政策这一议题,学术界从不同视角展开了探讨,形成了若干代表性观点。对于主要通过直接资金支持发挥作用的绿色补贴,其核心机制在于缓解企业绿色转型的初期成本压力[7],并借助创新效应与规模效应驱动减排技术应用与生产工艺优化[8]。同时,补贴的"筛选"与"监管"属性可强化企业

收稿日期: 2026-03-15

基金项目: 国家自然科学基金青年科学基金项目"基于路径依赖理论的制造企业服务化转型内生机制研究"(71402043)

作者简介: 贾勇(1979—),博士,杭州电子科技大学会计学院副教授,研究方向:耐心资本、组织韧性与碳绩效;胡佳楠(2001—),杭州电子科技大学会计学院硕士研究生,研究方向:碳绩效。

的环境合规动机[9]。相比之下，税收优惠则侧重于通过长期的财务激励引导企业行为，其作用机制主要体现在降低清洁技术与设备投资的税后成本[10]、激励研发投入以促进绿色技术创新[11]，以及通过差别化税率引导资源向低碳领域配置，推动企业能源结构与业务模式的根本性转型[12]。尽管上述研究已从不同维度探讨了绿色补贴与税收优惠对企业碳减排的影响及其机制，但大多局限于对单项政策的分析，缺乏对政策组合交互作用的深入考察。这与现实中“多策并举”的环境治理模式存在一定差距，也为本文进一步厘清绿色补贴、税收优惠与企业碳减排之间的复杂关系提供了研究空间。

此外，在微观上对激励型绿色财税政策渗透至企业内部的深层传导机制解析不够。既有研究对碳减排的路径研究大致可归纳为三个方面[13]：第一，在创新补偿层面，财税政策支持通过降低创新成本与风险[14]，使企业能够有效开展节能技术研发等绿色技术创新活动，从而实现碳排放强度的实质性下降。第二，在内生激励层面，财税政策通过影响企业的预期与决策逻辑，推动其形成明确的绿色战略导向，进而优化管理体系，最终实现从生产运营到组织文化的全方位低碳转型[15-16]。第三，在资源配置优化层面，财税政策通过引导资金、人力资源优化配置，推动企业内部资源向低碳领域集聚[17]。然而，现有研究大多探讨上述某一机制，而财税政策的充分发挥，离不开企业绿色战略导向作为承接政策激励、转化绿色技术能力的关键枢纽。现有研究忽略了内生动力与创新能力在政策传导中的链式作用，致使完整的传导机制尚未得到充分阐明。

上述研究缺口为本文系统考察政策协同效应，并深入剖析以绿色战略导向、绿色技术创新为关键中介的完整作用路径，提供了必要的理论出发点与创新空间。相对于已有研究，研究贡献主要体现在以下三个方面：第一，采用融合人工智能与机器学习的文本挖掘方法，优化绿色战略导向的度量方式，改进了传统战略构念的测度方法；第二，构建“政策激励—战略导向—绿色创新—碳减排”多重链式中介分析框架，深化了激励型绿色财税政策影响企业碳排放量的机制认识，为政策推动企业低碳转型提供了新的路径证据；第三，聚焦绿色补贴和税收优惠，揭示了两类激励型绿色财税政策工具在碳减排方面的差异，以及二者之间的协同效应，拓展了激励型绿色财税政策工具的效应研究，为激励型绿色财税政策制定提供了优化方向。

二、理论分析与研究假设

（一）激励型绿色财税政策与企业碳排放量

1. 绿色补贴与企业碳排放量

现有市场规则难以有效化解碳排放的负外部性问题，这导致企业在追求利润最大化的目标导向下，往往忽视环境成本的内部化，进而引致企业碳排放量攀升[18]。绿色补贴为化解上述碳排放负外部性问题提供了有效路径。一方面，绿色补贴通过直接弥补环境合规成本与绿色投入，缓解了企业的财务压力，进而强化了其履行环境责任的内在动力[19]；另一方面，绿色补贴能够引导企业将生产要素从高碳领域向绿色低碳产业配置，促使企业加大节能技术研发与生产流程绿色改造的投入力度，在提升能源与资源利用效率的同时，从源头上有效降低碳排放量增长。

尽管绿色补贴在实践中存在寻租风险，可能干扰企业碳减排活动的有序开展，但通过对其实施全流程监管与规范，可提升资金使用的信息透明度、增强监管力度，进而保障绿色补贴的合理配置与高效使用，充分释放其碳减排效能。综上，绿色补贴通过缓解企业财务压力、推动绿色低碳转型来发挥碳减排效应。

据此，本文提出假设：

绿色补贴对企业的碳排放量具有显著的抑制效应（H1a）。

2. 税收优惠与企业碳排放量

税收优惠的碳减排效应受其实施机制影响，并非线性增强，甚至可能在政策推行初期因以下机制而暂时推高碳排放。第一，税收优惠政策的复杂性为部分企业通过“合规性寻租”曲解政策意图提供了空间[20]；第二，税收优惠多依赖企业自主申报与税务机关事后核查，信息不对称推高了监管成本，在行政资源有限的约束下，难以精准追踪补贴流向，导致监管效能弱化[21]；第三，企业初期的减排投入，如设备更新与技术引进，其生产过程本身可能产生额外的碳排放[22]。若监管失效与资源错配并存，税收优惠未能严格限定于绿

色领域,则可能在短期内增加企业碳排放。

然而,与绿色补贴相比,税收优惠在激励企业减排方面更具灵活性与制度优势[23]。随着其力度持续增强,这些优势将逐步推动实质性碳减排。一方面,税收优惠政策具有普惠性和较低的财政压力,能广泛降低企业绿色转型的合规成本与试错风险,为技术扩散与市场培育提供基础[24];另一方面,它可针对不同行业与规模的企业精准施策,从而更有效地降低转型成本,加速淘汰落后产能[25]。当优惠力度形成稳定预期,企业前期在绿色清洁技术与设备上的投入将逐渐产生规模效应,促使单位产出的碳排放快速下降,最终抵消并超越初期改造产生的碳排放。

据此,本文提出假设:

税收优惠与企业碳排放量之间呈现先促进后抑制的倒U型关系(H1b)。

(二)绿色战略导向的中介效应

首先,激励型绿色财税政策可显著提升企业绿色战略导向。绿色战略导向是企业战略层面的制度化承诺,核心是将绿色可持续理念嵌入顶层经营决策[26]。绿色补贴设置量化绩效刚性约束,释放项目扶持信号,推动企业培育契合政策导向的绿色战略定位。税收优惠则采用事后自主申报模式,同样正向塑造企业绿色发展布局:企业必须落地实质绿色经营项目才可享受减免,倒逼绿色发展上升为核心战略;申领收益存在不确定性,能够消解企业对政策红利的依赖,助力其搭建依托自身核心竞争力的长效绿色战略体系。

其次,绿色战略导向全方位支撑企业碳减排工作,既是企业低碳转型顶层统筹引领的关键抓手,也是主动降碳的内生核心动力。对内,企业依据绿色战略调整业务结构、优化储运模式,叠加技术革新与数字化改造,依托自身经营体系完成内生碳减排[27];对外,企业依照战略要求设置供应商碳准入门槛、搭建绿色采购体系,将低碳约束传导至上游产业链,依靠标准管控与利益联动实现产业链协同外延减排[28]。

综上,激励型绿色财税政策经由激励内化机制,推动企业构建兼顾政策要求与自身竞争优势的绿色战略导向,夯实低碳转型基础;绿色战略导向将外部政策激励转化为内部转型动力,从运营、技术、供应链多维度推动碳减排,在激励型绿色财税政策与企业碳排放之间承担中介传导功能。

据此,本文提出假设:

绿色战略导向在绿色补贴与企业碳排放量之间发挥中介作用(H2a);

绿色战略导向在税收优惠与企业碳排放量之间发挥中介作用(H2b)。

(三)绿色技术创新的中介效应

绿色技术创新是指为推进环保与可持续解决方案而开展的技术创新活动,是企业依托研发投入落地技术改造、工艺革新的实质产出,为企业碳减排提供关键的能力支撑。

首先,激励型绿色财税政策通过差异化的作用机制,引导企业开展绿色技术创新[29]。绿色补贴作为直接、事前的激励手段,通常与国家特定的绿色发展目标和重点支持领域挂钩,具有明确的项目导向性。企业为获得补贴资金,必须在国家设定的补贴项目框架内开展技术研发与应用,形成“定向式”绿色技术创新模式。该模式能快速集中资源突破关键技术瓶颈,强化企业在既定绿色赛道的专业化降碳能力,推动行业技术水平向国家战略目标靠拢[30]。与之形成鲜明对比的是,税收优惠是间接、事后的激励手段,通过减免企业所得税、增值税等方式降低绿色创新活动的综合成本,提升创新项目的预期投资回报率。这种激励方式赋予企业更大的自主决策权,鼓励其依据自身技术积累、市场需求判断和长期发展规划,开展更具探索性和前瞻性的“开创式”绿色技术创新,从而构建具有企业特色和市场竞争力的低碳技术路径。

其次,绿色技术创新直接嵌入企业生产经营全流程[31],从根源增强企业碳减排能力。激励型绿色财税政策可为企业创新持续赋能,提高绿色技术投入力度与转化效率,最终实现碳排放压降。其一,绿色技术创新助力清洁能源替换高碳化石能源,完成能源结构层面的深度脱碳;其二,节能工艺、低碳设备的引进升级能够显著提升能源利用效率,直接缩减化石能源耗用;其三,创新改造还可重构生产工序、搭建资源循环体系,进一步挖掘减排空间、压低整体碳排放水平。

综上,绿色补贴和税收优惠两类激励型绿色财税政策通过驱动企业绿色技术创新,将政策激励转化为企业降碳的实质性能力,从生产全流程赋能碳减排,进而显著降低企业碳排放量。

据此，本文提出假设：

绿色技术创新在绿色补贴与企业碳排放量之间发挥中介作用（H3a）；

绿色技术创新在税收优惠与企业碳排放量之间发挥中介作用（H3b）。

（四）绿色战略导向与绿色技术创新的链式中介效应

绿色战略导向是企业履行环境责任的根本驱动力，也是激发绿色技术创新意愿的内在核心源泉。激励型绿色财税政策以绿色战略导向为关键传导枢纽，促使企业整合外部财税扶持与内部绿色人力、技术知识等要素资源，搭建高质高效的绿色生产体系，持续积淀并巩固低碳技术优势，完成外部政策激励向内生长效降碳能力的转变，支撑企业长期低碳运营。

绿色技术创新具备多环节、长周期特征[32]，其推进进程易受市场需求波动、技术研发风险、政策工具差异等外部条件干扰[33]。依托长期绿色战略的顶层引领，企业能够弱化各类外部不确定性带来的冲击，为绿色技术研发、突破性低碳成果产出提供全方位资源支撑，最终达成碳减排目标。

综上，绿色战略导向厘清企业低碳转型“愿不愿、要不要”的方向抉择，绿色技术创新夯实转型“行不行、能不能”的实施能力，二者形成“战略承诺在前、技术落地在后”的递进逻辑。绿色战略导向、绿色技术创新在激励型绿色财税政策与企业碳排放之间形成链式中介传导，呈现“政策激励→绿色战略导向→绿色技术创新→碳排放下降”的作用路径。

据此，本文提出假设：

绿色战略导向和绿色技术创新在绿色补贴与企业碳排放量之间发挥链式中介作用（H4a）；

绿色战略导向和绿色技术创新在税收优惠与企业碳排放量之间发挥链式中介作用（H4b）。

综上所述，厘清了激励型绿色财税政策碳减排的多重链式中介路径。并据此构建了该政策碳减排作用机理模型，如图 1 所示。

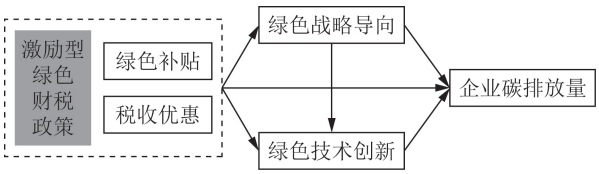


图 1　作用机理模型

三、研究设计

（一）样本与数据来源

作为高耗能、高排放的重点行业，制造业的绿色低碳转型成效对“双碳”目标实现具有决定性意义。2013 年中国碳排放权交易试点正式启动，是中国碳减排市场化机制建设迈出关键一步。此外，鉴于碳排放相关数据目前仅披露至 2022 年，本文选取 2013—2022 年沪深 A 股制造业上市公司作为研究样本。同时，剔除关键变量严重缺失样本，最终得到 14092 个有效样本。此外，为避免极端值对实证结果产生干扰，对连续变量进行上下 1%的缩尾处理。

上市公司年报中“管理层讨论与分析”文本数据和绿色专利数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）数据库，碳排放相关数据来源于《中国能源统计年鉴》，国家宏观数据来源于《中国统计年鉴》，其余数据来源于国泰安数据库。

（二）变量定义

1. 被解释变量

碳排放量（*ce*）。现阶段主流碳排放核算方式包含排放因子法、实测法与物料平衡法，但这类方法存在能耗数据获取门槛高、核算成本高昂、产业链核算割裂等短板[34-35]，难以适配制造业上市公司大样本实证研究场景。与此同时，企业普遍存在 ESG 漂绿、碳排放跨主体转移等现实问题[36-37]，若直接采用上述三类核算手段，极易造成碳排放测算结果失真。相较之下，行业比例分配法依托经审计的企业财务数据与官方行业碳排放总量开展测算，数据易获取且可信度更高，更加适配本文的实证研究条件。为此，在李婉红等[38]研究的基础上，进一步引入行业碳排放量均值与企业总资产两个变量对测算方式进行优化。新的测算方法可平滑行业整体波动对单个企业碳排放量估算的干扰，提升不同规模企业碳排放水平的可比性，进而提高测算准

确性。具体计算公式如式(1)所示。

$$碳排放量=\frac{\frac{行业碳排放量}{行业营业成本}\times 企业营业成本-行业碳排放量均值}{企业总资产} \tag{1}$$

2. 解释变量

本文所指的激励型绿色财税政策,主要包括绿色补贴与税收优惠两种形式。具体测算方式说明如下:

绿色补贴(*ces*)。借鉴李维安等[39]的方法,以企业获得的环保类政府补助金额度量绿色补贴(*ces*)。具体测算步骤如下:首先,依据上市公司年报附注中“政府补助”项目明细,筛选“环境治理”“节能减排”“环保补贴”“环保奖励”等与环保直接相关的补助项目,提取企业当年环保补助金额数据;其次,考虑到环境治理与企业环保投资的长期性特征,故使用企业近 3 年环保补助累计值;最后,为剔除企业规模差异的干扰并统一变量量纲,将上述累计值与企业总资产相除后乘以 100,最终得到绿色补贴(*ces*)变量。

税收优惠(*ts*)。目前,绿色税收优惠的测算方法主要为构建二元变量[40]、使用全国企业税收调查数据库[41],前者难以体现优惠力度的动态变化,后者则数据陈旧,仅包括 2008—2016 年的数据。因此,本文选取税收优惠作为解释变量,以期规避上述问题,同时更好地契合企业长期绿色经营决策的内在机理。具体而言,参照吕桁宇等[42]的研究,以法定税率减去名义税率的计算值度量税收优惠(*ts*)。其中,法定税率根据《中华人民共和国企业所得税法》规定取值为 25%;名义税率为企业实际执行的所得税税率。

3. 中介变量

绿色战略导向(*gso*)。上市公司绿色转型相关信息通常披露于年报“管理层讨论与分析”(MD&A)部分。通过文本挖掘上市企业年报中的关键词,可在一定程度上反映其未来发展战略[43]。因此,在郭姗等[44]的词典构建方法的基础上,融合人工智能(AI)技术进行文本挖掘分析,从上市企业年报中提取“绿色战略”相关词频,以此衡量企业绿色战略导向程度,具体步骤如下。

(1)初步构建绿色战略导向词典。首先,从 CNRDS 数据库中获取制造业上市公司年报中“管理层讨论与分析”部分文字数据;其次,参考吴非和黎伟[45]的研究对绿色低碳政策的分类,将相关绿色低碳主题政策文件作为关键词初步来源①;再次,为提高文本分析质量,通过 Stata 软件的 Unicode 命令对政策文本进行分词,并基于四大权威词表②,剔除文本中的中英文标点和常见停用词;最后,基于清洗后的文本,统计分词词频,以词频大于 10 为筛选标准,获得 80 个初步关键词。

(2)利用 AI 智能进行词典二次筛选。为消除前述机器锁定方式产生的测算误差问题,借助 AI 技术,进一步筛选与绿色战略导向相关系数较高的词汇。首先,为使 AI 模型能够准确识别和把握企业绿色发展的核心要素,本文将与企业绿色发展相关的文献资料[46-50]输入 DeepSeek、ChatGPT、豆包、Kimi 和文心一言 5 个 AI 智能系统,从而使其通过深度学习掌握企业在绿色发展过程中所需采取的具体措施。其次,利用通过学习和训练后的 AI 系统对第一环节产生的初步关键词进行筛选和优化。再次,为了确保结果的科学性和一致性,对各 AI 系统筛选出的词汇进行赋分。具体而言,若某词汇出现在某 AI 系统筛选的词典中,则该词汇获得 1 分;若同时出现在 5 个 AI 系统筛选的词典中,则得 5 分。最后,通过统计所有词汇的平均得分,筛选出得分超过平均值的词汇,作为最终的关键词。经过这一系列的处理,最终确定 61 个与企业绿色战略导向最为密切相关的种子词。

(3)Word2Vec 扩词与人工筛选。Word2Vec 作为一种高效的词向量生成模型,能够将文本数据映射为连续的向量表示,实现对词语间语义关系的捕捉与量化。基于 Spyder 软件环境,运用 Word2Vec 算法对二次筛选的种子词和“管理层讨论与分析”文本进行语义分析与对比研究。同时,为解决绿色战略导向类词汇在

① 政策包括《2030 年前碳达峰行动方案》《关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》《加快构建碳排放双控制度体系工作方案》《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》《财政支持做好碳达峰碳中和工作的意见》《2024—2025 年节能降碳行动方案》《关于加快经济社会发展全面绿色转型的意见》《关于加强生态环境领域科技创新 推动美丽中国建设的实施意见》。

② 中国人民大学中文停用词表、哈工大停用词表、百度停用词表及四川大学机器智能实验室停用词表。

年报中出现频率较低可能导致的量纲失衡问题，自定义算法对每个种子词扩充至 50 个，以增强语义分析的稳定性与可靠性。此外，为减少词典的冗余，对扩展词汇进行人工分析与筛选，剔除同义词和过于泛化的词汇，最终得到 1241 个关键词。

（4）词频统计。对上述关键词在年报“管理层讨论与分析”文本中的占比进行统计，以衡量企业绿色战略导向（*gso*）。参考杨艳萍和王家正[51]的方法，采用企业绿色专利授权数对绿色技术创新水平（*gti*）进行衡量。同时，为了消除量纲的影响，对绿色专利授权数进行归一化处理。

4. 控制变量

为避免其他因素对激励型绿色财税政策减碳效应的影响，参考辛雅儒等[52]的研究，从地区和企业两个层面选取控制变量。前者包括：经济发展水平（ln*gdp*）、人口密度（*den*）、政府干预（*gov*）。后者包括：企业规模（ln*size*）、企业年龄（ln*age*）、资产负债率（*leverage*）、企业成长能力（*growth*）、股权集中度（*first*）等。为统一量纲，对部分控制变量进行对数化处理。变量定义见表 1。

表 1　变量定义

变量类型	变量名称		变量符号	测度方法
被解释变量	碳排放量		*ce*	详见公式（1）
解释变量	激励型绿色财税政策	绿色补贴	*ces*	环保补助近 3 年累计值/企业总资产×100
		税收优惠	*ts*	法定税率-名义税率
中介变量	绿色战略导向		*gso*	以关键词在年报管理层讨论文本中的占比进行词频统计
	绿色技术创新		*gti*	绿色专利授权数归一化
控制变量	经济发展水平		ln*gdp*	ln（以 2013 年为基期平减后的企业所在地区 GDP）
	人口密度		*den*	ln（城市人口总数除以对应土地面积）
	政府干预		*gov*	各地级市财政支出与 GDP 的比值
	企业规模		ln*size*	ln（企业总资产）
	企业年龄		ln*age*	ln（企业成立年数）
	资产负债率		*leverage*	企业负债合计/资产合计
	企业成长能力		*growth*	（本期营业收入-上期营业收入）/上期营业收入
	股权集中度		*first*	第一大股东持股比例
	高管薪酬		*salary*	ln（董事、监事及高管前 3 名年薪总额）
	高管团队规模		*dsmnum*	高管总人数

（三）模型设定

为检验激励型绿色财税政策对企业碳排放量的影响，构建如下模型：

$$ce_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 ces_{i,t}+\lambda controls_{i,t}+\sum year+\sum province+\varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$ce_{i,t}=\beta_0+\beta_1 ts_{i,t}+\beta_2 ts_{i,t}^2+\lambda controls_{i,t}+\sum year+\sum province+\varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中：$ce_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年的碳排放量；α_0、β_0 为常数项；$ces_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年近 3 年绿色补贴累计值与企业总资产比值的 100 倍；$ts_{i,t}$ 为企业 i 在 t 年获得的税收优惠；$ts_{i,t}^2$ 为税收优惠二次项；$controls_{i,t}$ 为控制变量，均使用当期值；$\sum year$ 和 $\sum province$ 分别为年份固定效应和省份固定效应；$\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项；α、β、λ 为待估系数。

若式（2）中 α_1 为负，表明绿色补贴能够显著降低企业碳排放量，假设 H1a 成立；若式（3）中 β_1 为正、β_2 为负，表明税收优惠与企业碳排放量之间呈现“先促进后抑制”的倒 U 型关系，假设 H1b 成立。

四、实证分析

（一）描述性统计

描述性统计结果详见表 2。碳排放量（*ce*）的均值和中位数为负，且呈左偏分布，表明多数企业碳排放量低于行业均值；同时，标准差较大，说明企业间碳排放量差异较大。绿色补贴（*ces*）的均值为 0.019，大于中位数 0，其分布呈右偏态，表明大部分观测值集中于低水平区间，仅有少数企业获得高额环保补贴，即大多数企

表 2　描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
ce	14092	-0.151	-0.003	0.573	-3.829	0.558
ces	14092	0.019	0.000	0.055	0.000	0.367
ts	14092	0.074	0.100	0.038	0.000	0.125
gso	14092	0.106	0.088	0.059	0.032	0.340
gti	14092	0.041	0.009	0.116	0.000	1.000
ln*gdp*	14092	0.846	0.908	0.705	-1.676	1.813
den	14092	0.115	0.065	0.190	0.001	1.158
gov	14092	0.228	0.212	0.099	0.083	0.615
ln*size*	14092	22.237	22.098	1.127	20.155	25.700
ln*age*	14092	2.997	2.996	0.266	2.303	3.555
leverage	14092	0.407	0.400	0.190	0.066	0.950
growth	14092	0.157	0.106	0.345	-0.512	1.970
first	14092	0.320	0.300	0.135	0.087	0.687
salary	14092	15.729	15.689	0.675	14.166	17.693
dsmnum	14092	18.463	18.000	4.586	11.000	33.000

业的环保补贴水平偏低。税收优惠(*ts*)均值为 0.074,小于中位数 0.1,其分布呈左偏态。这表明大部分观测值集中于较低的税收优惠,仅有少数企业的税收优惠力度偏高。

(二)基准回归结果

基准回归结果见表 3。(1)列为绿色补贴与碳排放量间的回归情况。结果显示,绿色补贴(*ces*)的回归系数均在 1%的水平上显著为负,表明绿色补贴(*ces*)对碳排放量(*ce*)发挥抑制作用,假设 H1a 成立。(2)列结果显示,税收优惠一次项(*ts*)回归系数显著为正,二次项(ts^2)回归系数显著为负,说明税收优惠(*ts*)与碳排放量(*ce*)间存在“先促进、后抑制”的倒 U 型关系,假设 H1b 成立。

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)
ces	-0.5030***	
	(-5.87)	
ts		2.8944***
		(5.42)
ts^2		-17.5384***
		(-3.62)
ln*gdp*	0.4333***	0.4389***
	(2.86)	(2.90)
den	-0.0006	0.0007
	(-0.02)	(0.02)
gov	0.2083	0.2218
	(0.93)	(1.00)
ln*size*	0.1377***	0.1422***
	(25.66)	(26.49)
ln*age*	-0.0860***	-0.0682***
	(-4.67)	(-3.66)
leverage	0.0152	0.0097
	(0.56)	(0.36)
growth	0.0101	0.0075
	(0.75)	(0.55)
first	-0.0100	0.0043
	(-0.29)	(0.13)
salary	0.0110	0.0117
	(1.31)	(1.40)
dsmnum	-0.00004	-0.00050
	(-0.04)	(-0.43)
_cons	-3.5351***	-3.8072***
	(-19.90)	(-21.23)
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
N	14092	14092
Adj. R^2	0.117	0.119

注:***、**、* 分别代表 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为 *t* 值。

(三)内生性检验

1. 倾向得分匹配(PSM)

采用 PSM 法解决样本自选择问题。参考胡志飞等[53]的研究,以绿色补贴和税收优惠的中位数为标准,将样本分为高补贴组和低补贴组。高补贴组为处理组,此时绿色补贴和税收优惠取值为 1;低补贴组为控制组,此时绿色补贴和税收优惠取值为 0。在考虑年份和省份固定效应的基础上,将基准模型中的全部控制变量作为 PSM 的协变量,对每个处理组中的企业采取半径邻匹配和核密度匹配的方式进行倾向得分匹配回归分析。经过 PSM 处理后的回归结果见表 4。(1)列和(2)列为采用半径邻匹配法重新回归的结果,(3)列和(4)列为采用核匹配法重新回归的结果。结果显示:绿色补贴(*ces*)系数显著为负,表明其对碳排放量存在抑制作用;税收优惠(*ts*)的一次项系数显著为正、二次项(ts^2)系数显著为负,说明其对碳排放量的影响呈“先促进、后抑制”的倒 U 型特征。上述结果与基准回归结果完全一致,假设 H1a 与假设 H1b 得到验证。

2. 工具变量法

财税政策与企业碳排放量间存在复杂的反向因果问题，低碳排放企业可能获得更多环保补助，高碳排放企业可能面临更严格的税收政策。因此，采取工具变量法来处理内生性问题。

对于绿色补贴，选择目标企业“初始年份作为基期的绿色补贴值”与“同期同行业同省份同规模的企业绿色补贴均值”的交乘项（*BaseCes_PeerMean*）作为绿色补贴的工具变量。同期同行业同省份同规模企业的财政环境相近，其群组均值能较好反映环保补贴的政策效果。同时，初始年份的补贴值是前定变量，不受后续年份企业行为或冲击的影响，满足工具变量的外生性要求。

对于税收优惠，选取税收优惠的一阶滞后项（*ts_lag*1）及其二次项（*ts_2_lag*1）作为工具变量。税收优惠的普惠性使得同期同行业同省份同规模企业的税收优惠均值与企业税收优惠水平高度相关，可能加剧统计分析中的多重共线性问题，使得模型难以准确估计。而税收优惠具有稳定性，选择滞后项作为工具变量能更好捕捉其政策惯性。且滞后项既与企业自身税收优惠相关，又与企业碳排放量不相关，可满足工具变量的相关性与外生性要求。

工具变量回归结果见表 5。过度识别（Sargan）检验结果显示，绿色补贴和税收优惠的 LM 统计量分别为 215.12 和 1135.29，表明工具变量满足外生性要求。*F* 统计量远大于经验阈值 10，表明工具变量与内生变量之间存在强相关性。（1）列和（2）列分别为绿色补贴第一阶段和第二阶段回归结果。第一阶段回归结果显示，绿色补贴工具变量（*BaseCes_PeerMean*）在 1%的水平上显著；第二阶段回归结果显示，绿色补贴对

表 4　PSM 结果

变量	半径邻匹配		核匹配	
	（1）	（2）	（3）	（4）
ces	-0.513***		-0.512***	
	（-4.42）		（-4.41）	
ts		3.116***		3.119***
		（3.46）		（3.46）
ts^2		-15.867**		-15.906**
		（-2.15）		（-2.16）
_cons	-3.320***	-4.979***	-3.318***	-4.981***
	（-22.29）	（-16.67）	（-22.28）	（-16.67）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14092	14089	14092	14089
Adj. R^2	0.124	0.136	0.124	0.138

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 *t* 值。

表 5　工具变量回归结果

变量	*ces*	*ce*	*ts*	*ts_2*	*ce*
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
BaseCes_PeerMean	4.3462***				
	（24.69）				
ces		-1.0412***			
		（-5.07）			
*ts_lag*1			0.9854***	0.0474***	
			（38.43）	（16.55）	
*ts_2_lag*1			-0.7616***	0.4604***	
			（-3.14）	（16.25）	
ts					4.6508***
					（4.60）
ts^2					-33.5929***
					（-3.70）
_cons	0.0493**	-3.1765***	0.0123**	0.0008**	-3.1932***
	（4.54）	（-21.58）	（2.24）	（1.18）	（-19.48）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14092	14092	11403	11403	11403
Adj. R^2	0.4811	0.1170	0.7968	0.7734	0.1240
Kleibergen-Paap rk LM 值	215.12***		1135.29***		
Kleibergen-Paap rk Wald *F* 值	11412.03		1059.52		

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

企业碳排放量的系数显著为负，与基准回归一致，证明H1a结果稳健。(3)列和(4)列为税收优惠工具变量法第一阶段回归结果，税收优惠的工具变量(*ts_lag*1和*ts_2_lag*1)均在1%水平上显著。(5)列为税收优惠第二阶段回归结果，税收优惠(*ts*)回归系数显著为正，其二次项(ts^2)回归系数显著为负，假设H1b结果稳健。

(四)稳健性检验

1. 非线性关系检验

进一步采用Utest检验对税收优惠与碳排放量的倒U型关系进行验证。结果显示，税收优惠(*ts*)左右侧斜率一正一反，且整体*t*值在10%水平上显著，倒U型关系成立。此外，极值点为0.08252，表明当税收优惠(*ts*)超过该值时，其显著减少企业碳排放量(*ce*)。

此外，为排除绿色补贴可能存在非线性关系的替代性解释，在基准回归模型中进一步加入绿色补贴二次项再次进行回归。结果显示，绿色补贴一次项系数在10%的水平下显著为负，二次项系数不显著，再次证明绿色补贴对企业碳排放量的影响是线性的。

2. 替换变量

为避免研究结论受变量度量方式的影响，通过替换解释变量的方式进行稳健性检验。使用当年绿色补贴(*ep*)和平均绿色补贴(*avep*)作为绿色补贴(*ces*)的替代变量。对于税收优惠，参考丁红乙和成琼文[54]及张洋等[55]的方法，分别使用税费返还比率(ts_2)和所得税费用负担率(ts_3)衡量税收优惠。其中，ts_2的测算方法为“税费返还/(税费返还+支付的各项税费总额)”，ts_3的测算方式为“所得税费用减去递延所得税费用后与息税前利润的比值”。表6的(1)~(4)列结果显示，当年绿色补贴(*ep*)和平均绿色补贴(*avep*)对碳排放量的负向关系依然显著成立；税费返还比率(ts_2)和所得税费用负担率(ts_3)仍与碳排放量呈倒U型关系，证明了上述基准回归结果的稳健性，假设H1a和假设H1b依旧成立。

表6　稳健性检验：替换解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
ep	−0.8653*** (−3.61)			
avep		−1.5067*** (−5.86)		
ts_2			0.4193*** (6.71)	
ts_2^2			−0.4481*** (−5.17)	
ts_3				0.0023** (2.18)
ts_3^2				−0.0002** (−2.37)
_cons	−3.5773*** (−20.21)	−3.5523*** (−20.08)	−3.6300*** (−20.54)	−3.5574*** (−20.04)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14076	14076	14076	14076
Adj. R^2	0.116	0.117	0.118	0.115

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内为*t*值。

3. 更换样本区间

考虑新冠肺炎疫情对企业的正常经营产生影响，从而导致检验结果出现偏差，故剔除2020—2022年样本后，重新进行回归。由表7可知，回归结果与基准回归结果一致，支持假设H1a和假设H1b。

表7　稳健性检验：更换样本区间

变量	(1)	(2)
ces	−0.6405*** (−5.80)	
ts		3.0870*** (4.00)
ts^2		−18.8093*** (−2.68)
_cons	−4.5850*** (−16.67)	−4.9137*** (−17.67)
控制变量	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
N	7477	7477
Adj. R^2	0.132	0.132

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内为*t*值。

4. 变量滞后

考虑到绿色补贴和税收优惠对企业碳排放量的影响需要一定的时间，对绿色补贴和税收优惠分别做滞后一期(*ces_lag*1/*ts_lag*1/ ts^2lag1)、滞后二期(*ces_lag*2/*ts_lag*2/ ts^2lag2)和滞后三期(*ces_lag*3/*ts_lag*3/ ts^2lag3)处理，将滞后变量加入模型进行重新回归，结果见表8。(1)~(3)列为绿色补贴(*ces*)各期滞后项回归结果，与基准回归结果保持一致，假设H1a得到验证；(4)列~(6)列为税收优惠(*ts*)各期滞后项回归结果，税收优惠与企业碳排放量仍为显著的倒U型关系，假设H1b得到验证。

表 8　稳健性检验：变量滞后

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
*ces_lag*1	−0.4573*** (−5.43)					
*ces_lag*2		−0.4898*** (−5.95)				
*ces_lag*3			−0.4793*** (−5.76)			
*ts_lag*1				2.9915*** (5.56)		
ts^2 *lag*1				−19.0082*** (−3.88)		
*ts_lag*2					2.6222*** (4.76)	
ts^2 *lag*2					−15.8520*** (−3.16)	
*ts_lag*3						2.2907*** (3.93)
ts^2 *lag*3						−12.7719** (−2.41)
_cons	−3.2173*** (−16.43)	−2.8962*** (−12.59)	−2.7831*** (−10.24)	−3.4685*** (−17.57)	−3.1467*** (−13.59)	−3.0262*** (−11.07)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11403	9100	7051	11403	9100	7051
Adj. R^2	0.119	0.121	0.125	0.122	0.123	0.126

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

5. 增加控制变量

企业数字化转型通过技术进步效应能有效降低碳排放强度[56]。若忽略数字化转型变量，可能因遗漏变量偏误导致对激励型绿色财税政策减碳效果的评价失真。

因此，参考李婉红和李娜[57]的方法，采用数字化转型关键词的总频数占同行业企业关键词的总频数的比例来衡量数字化转型（*digtra*），并将其纳入控制变量体系，用于排除数字化自身减排效应对政策效果的干扰，增强模型因果推断的稳健性。

由表 9 可知，增加数字化转型（*digtra*）控制变量后，绿色补贴（*ces*）对碳排放量的抑制效果依旧显著，税收优惠（*ts*）对碳排放量的倒 U 型影响也仍成立，基准回归结果稳健，假设 H1a 和假设 H1b 得到验证。

表 9　稳健性检验：增加控制变量

变量	(1)	(2)
ces	−0.5005*** (−5.84)	
ts		2.8929*** (5.42)
ts^2		−17.5679*** (−3.62)
digtra	−0.1474 (−1.39)	−0.1390 (−1.31)
_cons	−3.5389*** (−19.92)	−3.8096*** (−21.25)
控制变量	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes
N	14092	14092
Adj. R^2	0.117	0.120

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

五、机制检验

为揭示绿色战略导向和绿色技术创新在激励型绿色财税政策与企业碳排放量之间的中介作用，参考江艇[58]的研究，在式（2）和式（3）的基础上构建中介效应模型，如式（4）和式（5）所示。式（4）、式（5）为解释变量 *ces* 和 *ts* 影响中介变量的估计检验模型。

$$med_{i,t} = c_0 + c_1 ces_{i,t} + \lambda controls_{i,t} + \sum year + \sum province + \mu_{i,t} \quad (4)$$

$$med_{i,t} = d_0 + d_1 ts_{i,t} + \lambda controls_{i,t} + \sum year + \sum province + \mu_{i,t} \quad (5)$$

其中：$med_{i,t}$ 为中介变量，具体包含绿色战略导向（*gso*）和绿色技术创新（*gti*）；c、d 为待估系数。

进一步地，参考刘博和刘振[59]的研究，在前文基础上构建链式中介模型，如式（6）和式（7）所示。式（6）为中介变量 *gso* 影响中介变量 *gti* 的估计检验模型，式（7）为中介变量 *gti* 影响被解释变量 *ce* 的估计检验模型。

$$gti_{i,t} = g_0 + g_1 gso_{i,t} + \lambda controls_{i,t} + \sum year + \sum province + \xi_{i,t} \quad (6)$$

$$ce_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 gti_{i,t} + \lambda controls_{i,t} + \sum year + \sum province + \xi_{i,t} \quad (7)$$

其中：g、η、λ 为待估系数。

（一）绿色战略导向的直接中介效应

表10的（1）列和（2）列为企业绿色战略导向的中介效应检验结果。（1）列显示，绿色补贴（*ces*）对绿色战略导向（*gso*）具有显著的正向影响，说明绿色补贴能够激发企业绿色战略导向，验证了假设H2a；（2）列显示，税收优惠（*ts*）对绿色战略导向的影响显著为正，说明税收优惠也同样能促进企业绿色战略导向，假设H2b成立。

（二）绿色技术创新的直接中介效应

表10的（3）列和（4）列为企业绿色技术创新的中介效应检验结果。（3）列显示，绿色补贴（*ces*）显著抑制绿色技术创新（*gti*），与理论分析不符。原因可能在于绿色补贴中包含了非研发环保补贴，而非研发环保补贴促使企业更倾向于增加环保投资等非研发活动，挤占了研发投入资源，从而抑制了企业绿色技术创新[57]。（4）列显示，税收优惠（*ts*）显著促进企业绿色技术创新（*gti*），假设H3b成立。

（三）绿色战略导向和绿色技术创新的链式中介效应

表10的（5）列和（6）列为激励型绿色财税对企业碳排放量的链式中介估计结果。（5）列显示绿色战略导向（*gso*）显著促进企业绿色技术创新（*gti*），（6）列显示绿色技术创新（*gti*）显著抑制企业碳排放量（*ce*）。结合前文基准回归和直接中介效应的分析，说明绿色补贴（*ces*）和税收优惠（*ts*）能够激发企业绿色战略导向，进而促进企业绿色技术创新，最终抑制企业碳排放量。假设H4a和假设H4b得到验证。

为确保结果的准确性，通过Bootstrap法抽样1000次计算，进一步检验链式中介效应，结果见表11。在绿色补贴和税收优惠的链式中介路径中，偏差校正的95%置信区间和百分数置信区间均不包含0，且各路径系数显著，再次验证链式中介成立。另外，由表11可知，绿色补贴和税收优惠在链式中介路径的总效应分别为-0.0015和-0.0017，说明两者均对企业碳排放量起抑制作用。

表10 中介效应检验

变量	*gso*	*gso*	*gti*	*gti*	*gti*	*ce*
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	
ces	0.0391***		-0.0306*			
	（5.43）		（-1.85）			
gso					0.1924***	
					（9.96）	
gti						-0.1988***
						（-4.54）
ts		0.0447***		0.1196***		
		（4.17）		（4.86）		
_cons	0.0502***	0.0442***	-0.8968***	-0.9249***	-0.9099***	-3.7587***
	（3.37）	（2.93）	（-26.19）	（-26.75）	（-26.68）	（-20.67）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14092	14092	14092	14092	14092	14092
Adj. R^2	0.418	0.418	0.196	0.197	0.201	0.116

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 t 值。

表 11　Bootstrap 链式中介效应检验

变量	效应	路径	观测系数	Bootstrap 标准误	$P>\|z\|$	偏差校正 95% 置信区间		百分位法 95% 置信区间	
						下限	上限	下限	上限
绿色补贴	总效应	绿色补贴→绿色战略导向→绿色技术创新→碳排放量	−0.0015	0.0003	0.0000	−0.0023	−0.0009	−0.0021	−0.0009
	间接效应	绿色补贴→绿色战略导向→碳排放量	−0.0104	0.0044	0.0200	−0.0202	−0.0029	−0.0204	−0.0030
		绿色补贴→绿色技术创新→碳排放量	0.0074	0.0025	0.0030	0.0029	0.0128	0.0023	0.0122
	直接效应	绿色补贴→碳排放量	−0.4985	0.1152	0.0000	−0.7135	−0.2631	−0.7141	−0.2648
税收优惠	总效应	税收优惠→绿色战略导向→绿色技术创新→碳排放量	−0.0017	0.0005	0.0010	−0.0030	−0.0009	−0.0029	−0.0008
	间接效应	税收优惠→绿色战略导向→碳排放量	−0.0145	0.0056	0.0100	−0.0275	−0.0054	−0.0270	−0.0051
		税收优惠→绿色技术创新→碳排放量	−0.0225	0.0061	0.0000	−0.0355	−0.0109	−0.0350	−0.0106
	直接效应	税收优惠（ts）→碳排放量	2.9551	0.5743	0.0000	1.8153	4.0322	1.8331	4.0442
		税收优惠（ts^2）→碳排放量	−17.7448	4.9857	0.0000	−27.0380	−7.9257	−27.3911	−8.2571

六、异质性检验

为进一步厘清绿色补贴与税收优惠两类激励型绿色财税工具对企业碳排放量的作用边界与适用条件，本研究结合企业特征、行业属性及区域政策环境，从异质性视角系统考察两类工具与企业碳排放量之间的内在关联，深入揭示其差异化影响机理与效应特征。

1. 企业规模

企业规模差异可能会影响激励型绿色财税政策的碳减排效果。一方面，大规模企业通常具有更强的资源基础和更完善的管理结构，往往更容易获得财税政策的支持，能够将财税补贴转化为更多的降碳成果；另一方面，中小微企业由于人力资源匮乏、经济基础薄弱，申请财税补贴时会面临更多困难，财税政策对其降碳活动的激励效果可能有限。基于此，参照《统计上大中小微型企业划分办法（2017）》对企业规模的划分标准，将样本划分为大型企业与中小微企业两类，分析激励型绿色财税政策碳减排效应在不同规模企业间的异质性特征。表 12 的（1）列和（2）列结果显示，绿色补贴（*ces*）对大型企业碳排放量具有显著抑制作用，但对中小微企业碳排放量的影响不显著。这可能是因为与大型企业相比，上市中小微企业仍然面临更为严峻的外部融资约束和市场竞争压力，绿色补贴可能被其用于非绿色降碳项目，使得绿色补贴的“转型输血”功能在一定程度上异化为“生存输血”功能[60]。加之中小微企业减排边际成本远高于大型企业影响[61]，补贴收益难以覆盖减排成本，因此无法产生预期的减排效果。（3）列和（4）列结果显示，税收优惠（*ts*）对大型企业和中小微企业的碳排放量均产生显著的先促进后抑制效果。原因可能在于，税收优惠具备更强的普遍性，能促进不同规模企业减少碳排放量。

表 12　企业规模的异质性

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
	大型企业	中小微企业	大型企业	中小微企业
ces	−0.5868***	−0.4150		
	（−8.38）	（−1.47）		
ts			1.9881***	5.3549***
			（4.62）	（2.86）
ts^2			−14.5222***	−29.5452*
			（−3.72）	（−1.74）
_cons	−2.2322***	−5.9396***	−2.4032***	−6.4508***
	（−15.26）	（−7.25）	（−16.20）	（−7.89）
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10899	3193	10899	3193
Adj. R^2	0.100	0.141	0.097	0.148
chow	16.57***		16.11***	

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 *t* 值。

表 12 展示了基于企业规模大小的分组检验结果。

chow检验结果显示两组均通过了组间差异检验。进一步对比系数可知,中小微企业税收优惠的回归系数绝对值远大于大型企业,说明税收优惠对中小微企业的碳排放抑制效果更好。

2. 产权性质

考虑到国有企业的公共属性和政策示范引领作用,产权性质可能导致激励型绿色财税政策的碳减排效应产生差异。因此,进一步针对产权属性进行异质性分析,回归结果及其chow检验结果见表13。(1)列和(2)列显示,绿色补贴(*ces*)显著降低非国有企业碳排放量,对国有企业碳排放量的影响不显著;(3)列和(4)列显示,税收优惠(*ts*)显著增加非国有企业碳排放量,但与国有企业碳排放量呈倒U型关系。

上述结果表明,利润导向更强烈的非国有企业会因绿色补贴(*ces*)注入而减少碳排放量,税收优惠(*ts*)却显著增加了非国有企业的碳排放,表明非国有企业的减排行为更多受到绿色补贴的驱动。相反,对受制度约束较强的国有企业而言,绿色补贴并未对其碳排放产生显著影响,而税收优惠则与碳排放呈倒U型关系,说明国有企业的减排行为在一定程度上受到普惠性税收优惠的驱动。

表13　产权性质的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
ces	−0.5288***	−0.1830		
	(−4.80)	(−1.28)		
ts			1.8986***	3.9431***
			(2.82)	(4.24)
ts^2			−8.0366	−29.5603***
			(−1.32)	(−3.44)
_cons	−2.9465***	−4.5448***	−3.2063***	−4.6982***
	(−12.36)	(−14.38)	(−13.34)	(−14.89)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9990	3720	9990	3720
Adj. R^2	0.102	0.205	0.104	0.210
chow	6.03***		5.89***	

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平;括号内为*t*值。

3. 行业碳排放水平

行业碳排放水平直接影响企业在低碳转型过程中所需的技术改造成本和合规成本。作为重要的成本分担机制,激励型绿色财税政策可能对不同碳排放水平企业的降碳行为产生差异化影响。因此,为深入探究绿色财税政策在不同行业中的碳减排效应,根据国家发展改革委公布的电力、化工等八大高碳行业划分规范,将样本划分为高碳排放企业和非高碳排放企业两组进行分组回归,回归结果及chow检验见表14。由表14的(1)列和(3)列可知,绿色补贴(*ces*)对非高碳制造企业的碳排放具有显著的抑制效应,而税收优惠(*ts*)则呈现倒U型减排机制。根据(2)列和(4)列回归结果,绿色补贴不能抑制高碳制造企业的碳排放量,但税收优惠经过倒U型过程能抑制高碳制造企业碳排放量。比较(3)列和(4)列数据发现,高碳行业的回归系数显著大于非高碳行业(组间差异显著性检验通过),表明税收优惠对高碳制造企业碳排放的抑制效应更为明显。原因可能在于:高碳制造企业面临更为复杂的转型约束,针对性强的绿色补贴难以完全适配其多维度的技术改造与流程升级需求;而税收优惠通过增强企业现金流与经营自主性,使其能够更灵活地统筹长期减排投入与短期运营压力,从而在经过初期的适应与调整后实现更显著的碳减排效果。同时,高碳行业往往面临更强的减排政策压力与行业转型预期,因此在获得自主支配的税收优惠后,更可能将资金主动配置于减排相关领域。

表14　行业碳排放水平的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	非高碳	高碳	非高碳	高碳
ces	−0.0473***	0.1292		
	(−2.85)	(0.62)		
ts			0.6347***	6.5662***
			(6.78)	(4.32)
ts^2			−4.2802***	−47.7853***
			(−5.09)	(−3.36)
_cons	−0.6119***	−11.6769***	−0.65340***	−12.0416***
	(−18.72)	(−24.36)	(−19.89)	(−24.82)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10635	3457	10635	3457
Adj. R^2	0.125	0.402	0.131	0.407
chow	224.56***		222.86***	

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平;括号内为*t*值。

4. 低碳试点城市

“低碳试点城市”旨在依靠产业升级、科技进步等方式实现城市碳减排,该政策会对辖区内企业的碳减排行为产生影响。因此,根据国家发展改革委发布的《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》,将

样本企业按照注册城市是否归属于低碳城市进行分组，回归结果及其 chow 检验结果见表 15。

比较表 15 的(1)列和(2)列，低碳城市组绿色补贴的回归系数绝对值大于非低碳城市(组间差异显著性检验通过)，表明绿色补贴(*ces*)在低碳城市的碳减排效果优于非低碳城市。这种差异可能源于低碳城市优越的绿色政策环境。该环境通过完善的制度体系激励企业制定低碳战略，从而提升了绿色补贴在绿色项目中的配置效率，最终强化了其碳减排效果。

由表 15 的(3)列和(4)列可知，非低碳城市中的税收优惠(*ts*)与企业碳排放量之间呈现出显著的倒 U 关系；而在低碳城市中，税收优惠却显著增加了企业碳排放量。这一差异源于税收优惠的多重政策目标。在低碳城市，由于绿色补贴的针对性，其已重点强调减排功能，税收优惠的减排信号相对弱化，因此其主要发挥经济调节作用(如刺激投资和增长)；而在非低碳城市，税收优惠成为减排的重要激励工具，其效果呈现倒 U 型。政策实行初期，受路径依赖影响，企业可能将优惠用于高碳生产，造成短期排放上升；而随着政策持续作用，企业将逐步调整投资方向，最终完成低碳转型并实现长期减排。

表 15　低碳试点城市的异质性

变量	(1) 非低碳城市	(2) 低碳城市	(3) 非低碳城市	(4) 低碳城市
ces	−0.3785** (−2.56)	−0.5666*** (−5.46)		
ts			5.2103*** (5.49)	1.1397* (1.79)
ts^2			−36.7499*** (−4.16)	−3.3680 (−0.59)
_cons	−4.5703*** (−15.49)	−3.1992*** (−12.63)	−4.9237*** (−16.57)	−3.4171*** (−13.38)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5297	8795	5297	8795
Adj. R^2	0.137	0.110	0.145	0.109
chow	4.71***		4.93***	

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为 *t* 值。

七、进一步研究：绿色补贴和税收优惠的协同效应分析

激励型绿色财税政策组合存在制度的互补性。一方面，绿色补贴相比于税收优惠具有直接性和计划性特点，能够针对特定企业或绿色领域提供直接支持。然而，这些特性同样带来寻租等局限问题，在信息不对称和官僚主义的情况下，个别企业能够利用非市场手段获取绿色补贴，加剧企业间的不公平竞争[62]。另一方面，税收优惠具有普适性和自主性特征，既能减少绿色补贴带来的不公平竞争问题，又能促进企业发挥主观能动性，制定最优降碳策略。因此，理论上，绿色补贴与税收优惠的政策组合能够弥补单一政策的不足，激励企业绿色减排，实现政策效果的协同放大。

为进一步验证两类激励型财税政策之间的协同效应，借鉴杨志安和侯耀威[63]协同效应检验方法，并结合朱丹和周守华[64]倒 U 型曲线检验思路，构建公式如式(8)和式(9)所示。

$$ce_{i,t}=\rho_0+\rho_1 ces_{i,t}+\rho_2 ts_{i,t}+\rho_3 ts_{i,t}^2+\lambda controls_{i,t}+\sum year+\sum province+\xi_{i,t} \tag{8}$$

$$ce_{i,t}=\kappa_0+\kappa_1 ces_{i,t}+\kappa_2 ts_{i,t}+\kappa_3 ts_{i,t}^2+\kappa_4 ces_{it}\times is_{i,t}+\kappa_5 ces_{it}\times is_{i,t}^2+\lambda controls_{i,t}+\sum year+\sum province+\xi_{i,t} \tag{9}$$

其中：模型(8)表示绿色补贴和税收优惠对碳排放量的主效应，模型(9)在其基础上增加绿色补贴(*ces*)与税收优惠一次项(*ts*)和二次项(ts^2)的交互项($ces\times ts$，$ces\times ts^2$)，验证二者是否存在协同效应。若 κ_4 和 κ_5 的系数显著，则表明存在协同效应。此外，为了避免 *ts* 和 ts^2 之间的多重共线性对回归结果的影响，对税收优惠进行中心化处理。

表 16 展示了协同效应的检验结果。比较表 3 的(1)列、(2)列和表 16 的(1)列数据，显示绿色补贴(*ces*)与税收优惠(*ts*)均对碳排放(*ce*)存在独立影响，且当二者同时纳入模型后，两种系数估计值发生了显著变化。表明绿色补贴和税收优惠政策具有统计相关性，其共同作用可能产生了协同或抵消效果。基于此，进一步引入了绿色补贴与税收优惠的交互项以检验其协同机制。表 16 的(2)列结果表明，*ces* 与 *ts* 交互项系数显著为正，*ces* 与 ts^2 交互项系数显著为负，表明存在协同效应。具体而言，当税收优惠水平较低时，二者共同作用会增加企业碳排放量；当税收优惠水平较高时，该组合则会减少企业碳排放量。进一步比较系

表16　协同效应

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
ces	−0.4893*** (−5.72)	−0.4690*** (−5.41)	*ts*	2.8826*** (5.40)	2.3784*** (4.17)
ts^2	−17.5701*** (−3.63)	−13.3177** (−2.57)	*ces* × *ts*		20.1014** (2.43)
ces × ts^2		−168.3022** (−2.14)	*_cons*	−3.7605*** (−20.98)	−3.7594*** (−20.97)
控制变量	Yes	Yes	年度固定效应	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	*N*	14092	14092
Adj. R^2	0.121	0.122			

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号内为*t*值。

数，κ_5 绝对值远大于 κ_4，说明当税收优惠跨越拐点后，激励型绿色财税政策对碳减排的促进效果将显著增强，呈现明显的“协同效应”。原因可能在于：税收优惠在激励型绿色财税组合的协同过程中发挥杠杆作用。当税收优惠较低时，绿色补贴难以覆盖企业的转型成本，企业可能为维持利润而延续高碳生产；而当税收优惠力度较大时，绿色补贴形成有效激励，两者共同推动制造企业低碳转型，实现碳减排。

八、研究结论与政策建议

本文使用2013—2022年沪深A股制造业上市公司数据，实证检验了激励型绿色财税政策对制造企业碳排放量的影响机制。研究发现，激励型绿色财税政策有助于降低制造企业碳排放水平。但是，绿色补贴和税收优惠两种财税政策手段呈现出不同的减碳效应。其中，绿色补贴能够显著降低企业碳排放量，而税收优惠对企业碳排放量发挥先促进后抑制的倒U型影响。中介机制检验发现，激励型绿色财税政策可通过激发企业绿色战略导向、促进绿色技术创新的链式路径促进企业碳减排。异质性分析表明，激励性绿色财税政策对企业碳排放的影响存在结构性差异。从企业规模视角来看，绿色补贴的减排效应集中于大型企业，对中小企业不显著；税收优惠则对所有规模的企业都发挥倒U型影响。从产权性质视角来看，绿色补贴显著抑制非国有企业碳排放，对国有企业影响不显著；税收优惠对非国有企业呈正向影响，对国有企业则为倒U型影响。从行业碳排放特征视角来看，两类政策对非高碳行业均有显著抑制效果；对高碳行业，绿色补贴作用不显著，税收优惠发挥倒U型减排效应。从低碳试点城市情况来看，绿色补贴在低碳城市的碳减排效应更强；税收优惠在非低碳城市呈倒U型影响，在低碳城市反而会显著增加碳排放。进一步研究发现，激励型绿色财税政策组合对企业碳排放量存在协同效应，且两者共同作用对碳排放的影响呈现先促进、后抑制的倒U型关系。当税收优惠水平较低时，两类补贴的组合可能加剧企业的碳排放；而当税收优惠提升至较高水平后，该组合则能有效抑制碳排放。

基于以上研究结果，提出如下建议：

第一，搭建政企协同的政策桥梁，降低企业绿色降碳门槛。针对当前激励型绿色财税政策体系复杂、企业“知难行难”的现实困境，政府应主动发挥引导与服务功能，为企业确立绿色战略导向、推进绿色技术创新扫清前期障碍。一方面，政府应当系统梳理并整合分散于各部门的绿色补贴、税收优惠与金融支持政策，形成清晰易懂的“绿色财税政策清单”，帮助企业快速匹配适用政策，提升政策可达性；另一方面，政府牵头组织政策解读大会与绿色转型案例分享会，推动“政企对话”解疑释惑，促进“企企互助”经验传递，使企业能够从同行业标杆的实践成果中获取可信、可复制的转型路径，从而强化其绿色战略认知与执行能力，实现从“知难”到“行易”的跨越。

第二，推行差异化的激励型绿色财税组合，强化碳减排的精准激励效应。考虑绿色补贴与税收优惠在不同类型企业中所呈现的异质性抑制效果差异，政府应摒弃“一刀切”政策模式，转向更具结构适应性的绿色财税组合机制。首先，充分发挥税收优惠在政策协同效果中的杠杆作用，加大税收优惠的力度、扩大税收优惠的覆盖面，从而实现“1+1>2”的碳减排效果。其次，应依据企业规模、产权性质、行业属性及所在城市绿色发展水平等维度，科学划分政策适用类别，实施“一类一策”的精准激励方案，提升政策组合的协同减排能

力。例如，在推进低碳城市建设时，可采取“绿色补贴为主、税收优惠为辅”的激励型绿色财税组合，强化前者的减排主导作用，同时发挥后者在低碳城市建设中的经济调节功能，从而构建协同增效的治理格局。最后，建议设立常态化的政策效应评估机制，构建涵盖资金申请、使用流向与减排成效在内的全流程评价体系，实现对补贴资金使用效果的动态追踪与闭环管理。从而确保财政资源切实用于绿色用途，为后续持续优化绿色政策、提升整体激励效能提供依据。

第三，引导企业构建内生的绿色动能，实现从被动响应到主动创新的转变。企业作为绿色转型的主体，须将外部政策激励转化为可持续的内生发展动力。首要的是确立清晰的绿色战略导向，通过敏锐捕捉政策信号、积极借鉴先进经验，将绿色理念深度融入企业战略发展，从根本上破解“不愿转、不会转”的认知与能力瓶颈。进一步地，应着力发挥绿色技术创新的关键中介作用，充分利用各类财税补贴，整合内外研发资源，推动从生产工艺到管理流程的全链条绿色再造。通过形成内生动力与绿色能力，企业实现实质性的碳减排，在低碳竞争中塑造新的核心优势，完成从合规应对到主动引领的战略升级。

参考文献

[1] XU J, GUAN Y, OLDFIELD J, et al. China carbon emission accounts 2020—2021[J]. Applied Energy, 2024, 360(15): 122837.

[2] 董康银, 赵丛雨, 董秀成. 新能源示范城市试点政策对企业碳锁定的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2025, 35(2): 41-54.

[3] 李芳芳, 解希玮. 高水平对外开放促进制造业绿色转型:理论逻辑与实现路径[J]. 理论探讨, 2024, 41(5): 144-150.

[4] 李祝平, 胡燕芳. 环境补贴能提升企业碳绩效吗——基于A股上市公司实证分析[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2024, 45(1): 33-41.

[5] 邓明, 黄钰萱. 财政激励型环境规制中政府对企业的“隐性补贴”——基于企业所得税实际税率视角的研究[J]. 经济科学, 2024, 46(6): 57-78.

[6] 陈凯. 加快完善绿色税制助力实现“双碳”目标[J]. 宏观经济管理, 2024, 40(4): 21-29.

[7] 欧阳华生, 张光忠, 王青颖. 环保财税政策促进重污染企业绿色发展了吗？——基于“税”与“补”的政策选择视角[J]. 地方财政研究, 2023, 18(7): 40-53.

[8] ZHANG Z, LUO X, DU J, et al. Substantive or strategic: Government R&D subsidies and green innovation[J]. Finance Research Letters, 2024, 67(PA): 105796.

[9] 许佳云, 廖河洋, 杨俊. 政府补贴与企业污染排放——基于微观企业的实证研究[J]. 产业经济研究, 2022, 21(4): 30-45.

[10] 吕越, 张昊天, 薛进军, 等. 税收激励会促进企业污染减排吗——来自增值税转型改革的经验证据[J]. 中国工业经济, 2023, 40(2): 112-130.

[11] 李震, 王贝贝, 曹云辉. 增值税转型、税收激励与企业绿色发展[J]. 财经研究, 2023, 49(5): 109-123, 153.

[12] 方杏村, 涂文娟. 税收优惠、绿色创新与碳减排绩效——基于高碳行业A股上市公司的实证分析[J]. 中南林业科技大学学报(社会科学版), 2024, 18(4): 47-58.

[13] 沈剑飞, 高佳琳. 财税政策促进中国绿色低碳发展的机制、问题与对策[J]. 理论探讨, 2025, 42(1): 158-164.

[14] 陈晓珊, 陈思敏, 刘洪铎. “双碳”目标下政府环境治理补助会提升公司ESG表现吗[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2023, 23(5): 132-144.

[15] YASIR M, MAJID A, QUDRATULLAH H. Promoting environmental performance in manufacturing industry of developing countries through environmental orientation and green business strategies[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 275: 123003.

[16] 肖静, 曾萍. 企业绿色战略导向对绿色竞争力的影响研究[J]. 管理学报, 2025, 22(2): 233-241, 260.

[17] 祁毓, 黄纪强, 陈建伟, 等. 节能服务、税收激励与企业低碳转型[J]. 财贸经济, 2025, 46(11): 34-50.

[18] 王迪, 王靖宇. 我国碳交易政策对企业绿色全要素生产率的影响[J]. 中国流通经济, 2025, 39(4): 70-85.

[19] 卢洪友, 邓谭琴, 余锦亮. 财政补贴能促进企业的“绿化”吗？——基于中国重污染上市公司的研究[J]. 经济管理, 2019, 41(4): 5-22.

[20] 叶金育, 王昊宇. 税收优惠规范的体系化检视与实现路径[J]. 税务研究, 2025, 41(4): 38-46.

[21] 范如国, 李玉龙. 信息不对称下企业低碳发展的激励契约设计[J]. 中国科技论坛, 2016, 32(11): 62-69.

[22] 吴康, 耿一睿, 郭涛. 城市群绿色技术创新对碳排放的影响——基于人力资本的调节效应[J]. 自然资源学报, 2024, 39(9): 2121-2139.

[23] MELTZER J. A carbon tax as a driver of green technology innovation and the implications for international trade[J]. Energy Law Journal, 2014, 35(1): 45-69.

[24] 黄纪强. 税收优惠政策协同与企业绿色转型——基于政策主体协同和政策工具协同的检验[J]. 税收经济研究, 2024, 29(5): 39-47.

[25] 张三峰, 陆海欣, 吴雪平. 税收优惠促进了企业环保投资吗？——基于中国私营企业调查数据的经验证据[J]. 技术经济, 2023, 42

(10)：1-13.
[26] 吴建祖，华欣意. 高管团队注意力与企业绿色创新战略——来自中国制造业上市公司的经验证据[J]. 科学学与科学技术管理，2021，42(9)：122-142.
[27] 武汉大学国家发展战略研究院课题组. 推进制造业绿色低碳转型的路径选择[J]. 中国行政管理，2023，39(1)：149-152.
[28] 毛涛. 发达国家供应链脱碳布局及其应对研究[J]. 太平洋学报，2024，32(3)：62-74.
[29] 张晨，陈学瑾，曹文晴，等. 绿色投资者进入与企业绿色转型——基于融资约束与绿色创新的链式中介作用[J]. 华东经济管理，2024，38(11)：53-63.
[30] 高磊，杨晓丽. 绿色研发补贴与绿色技术创新——迎合视角的异质效应检验[J]. 技术经济，2024，43(3)：23-35.
[31] 吴烨. 新型工业化建设赋能企业碳排放治理效应研究[J]. 技术经济与管理研究，2025，45(12)：17-24.
[32] 尹西明，王朝晖，陈劲，等. 数字化转型与企业绿色技术创新:基于大数据文本挖掘的研究[J]. 北京理工大学学报(社会科学版)，2023，25(5)：159-170.
[33] 汪明月，李颖明，王子彤. 技术和市场双重不确定性下企业绿色技术创新及绩效[J]. 系统管理学报，2021，30(2)：353-362.
[34] 毛华恺，高森奥，张国栋，等. 激光增材制造能耗与碳排放研究进展[J]. 表面技术，2025，54(7)：1-18.
[35] 杨佩卿，尹亚欣. 新发展理念下数字经济对黄河流域碳排放的影响[J]. 西安交通大学学报(社会科学版)，2025，45(5)：139-151.
[36] 韩光强，唐世新. 媒体关注与企业ESG“漂绿”行为——基于碳信息披露与耐心资本的机制分析[J]. 金融理论与实践，2025，47(10)：53-66.
[37] 魏圣香. 供应链碳排放私人规制：逻辑、难题及其应对[J]. 中国政法大学学报，2025，19(6)：16-26.
[38] 李婉红，刘连轩，罗方，等. 高管环保认知、环境战略与高耗能企业碳绩效：基于“知行合一”效应的实证检验[J]. 管理评论，2026，38(5)：171-183.
[39] 李维安，李鼎，周宁，等. 政府环保补助何以诱发企业绿色治理背离行为？——基于资源依赖理论视角[J]. 会计研究，2024，45(3)：138-149.
[40] 刘明慧，王禹苗，王蕴. 绿色税收优惠对企业ESG表现的影响——来自A股上市公司的经验证据[J]. 华东经济管理，2026，40(1)：107-117.
[41] 黄张妍. 绿色税收优惠如何促进企业高质量发展[J]. 财政研究，2026，47(2)：393-420.
[42] 吕桁宇，马春爱，汤桐，等. 财税激励政策、绿色技术创新与工业企业碳强度[J]. 统计与信息论坛，2024，39(5)：59-72.
[43] 吴非，胡慧芷，林慧妍，等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界，2021，37(7)：130-144,10.
[44] 郭姗，吕长江，林琦. 修身治企：管理者义利观与公司经营业绩[J]. 南开管理评论，2025，28(4)：146-157.
[45] 吴非，黎伟. 税收激励与企业绿色转型——基于上市企业年报文本识别的经验证据[J]. 财政研究，2022，43(4)：100-118.
[46] 郭丕斌，张爱琴. 负责任创新、动态能力与企业绿色转型升级[J]. 科研管理，2021，42(7)：31-39.
[47] 许晖，杨金东，王泽鹏. 逐绿前行,绿浪迭起：制造业企业绿色动态能力的构建机制研究——基于德龙钢铁的纵向单案例研究[J]. 南开管理评论，2024，27(2)：60-74.
[48] 许晖，王泽鹏，刘田田，等. 数据驱动下高污染制造企业的绿色转型机制研究——基于新天钢的探索性案例分析[J]. 管理学报，2023，20(12)：1750-1761.
[49] 曹裕，李想，胡韩莉，等. 数字化如何推动制造企业绿色转型？——资源编排理论视角下的探索性案例研究[J]. 管理世界，2023，39(3)：96-112，126，113.
[50] 汪旭晖，谢寻. 数字科技创新引领物流业绿色低碳转型的机制与路径——基于京东物流的案例研究[J]. 经济与管理研究，2024，45(5)：21-40.
[51] 杨艳萍，王家正. 绿色信贷政策是否促进了企业实质性绿色创新?[J]. 管理评论，2025，37(8)：117-130.
[52] 辛雅儒，申晨，冯锐，等. 机器人应用、CEO绿色经历与企业绿色技术创新[J]. 经济管理，2024，46(7)：129-145.
[53] 胡志飞，刘喜和，李欣宇. 数字金融、绿色财政政策与企业绿色转型[J]. 华东经济管理，2024，38(11)：96-105.
[54] 丁红乙，成琼文. 税收优惠、环境政策组合与企业环境绩效[J]. 公共管理与政策评论，2024，13(5)：112-134.
[55] 张洋，周磊，邹文杰. 政府补助与税收优惠能让企业技术创新失败后的再创新“量质并举”吗[J]. 科技进步与对策，2025，42(16)：123-132.
[56] 杨平，吕雁琴，朱智猛. 数字化转型赋能企业碳排放管理研究——基于CSMAR数字化转型指标的分析[J]. 中南财经政法大学学报，2025，78(2)：112-123.
[57] 李婉红，李娜. 绿色创新、数字化转型与高耗能企业碳减排绩效[J]. 管理工程学报，2023，37(6)：66-76.
[58] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022，39(5)：100-120.
[59] 刘博，刘振. 环境保护税法与企业绿色创新——基于环境合法性和资源获取的链式中介模型[J]. 研究与发展管理，2024，36(4)：113-127.
[60] JUHÁSZ R，LANE N，RODRIK D. The new economics of industrial policy[J]. Annual Review of Economics，2024，16(1)：213-242.

[61] 潘烨. 绿色信贷工具对高污染企业的降污减排效应研究——基于对高污染企业限贷约束机制分析[J]. 价格理论与实践, 2022, 42(3): 131-134.
[62] 梁永福, 陈冠锦, 李嘉盈, 等. 政府补贴何以影响市场竞争——基于混合所有制改革和二元边际的新视角[J/OL]. 财经研究, 1-17[2026-08-14]. https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20250617.101.
[63] 杨志安, 侯耀威. 财政补贴、税收优惠与企业新质生产力培育——协同效应分析视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2025, 45(9): 25-40.
[64] 朱丹, 周守华. 战略变革、内部控制与企业绩效[J]. 中央财经大学学报, 2018, 38(2): 53-64.

Stimulus-oriented Green Fiscal and Taxation Policies and Carbon Emissions of Manufacturing Enterprises: A Chain Mediating Role of Green Strategic Orientation and Green Technology Innovation

Jia Yong, Hu Jianan
(School of Accounting, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: The low-carbon transition performance of the manufacturing industry is directly linked to the realization of China's "dual carbon" strategic goals. However, the transition is constrained by high costs and insufficient endogenous motivation. The carbon emission reduction in manufacturing cannot be effectively promoted solely by market mechanisms. Therefore, the scientific design and efficient implementation of incentive-based fiscal and tax policies constitute a critical measure for advancing the low-carbon transition in China's manufacturing sector. Data from A-share manufacturing companies listed on the Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2013 to 2022 were utilized. The influence mechanism of incentive-based green fiscal and tax policies on corporate carbon emissions was examined. Differences in carbon reduction effects are observed between the two incentive-based green policy instruments: green subsidies and tax incentives. Green subsidies exhibit a significant carbon emission reduction effect. Tax incentives exert an inverted U-shaped influence on corporate carbon emissions, characterized by an initial promotion followed by a subsequent suppression. A chain mediation effect is confirmed through testing. Corporate green strategic orientation is enhanced by the policies. Green technology innovation is thereby promoted. Corporate carbon emissions are consequently reduced. Heterogeneity analysis reveals that the policy effects of the two incentive-based green fiscal and tax instruments are dependent on corporate characteristics. Differentiated effects are manifested across enterprises with varying scales, ownership natures, and industrial carbon emission levels. Such differentiation is also present between enterprises located in low-carbon pilot cities and those that are not. Further investigation indicates that a synergistic effect can be formed with green subsidies when tax incentives are substantial. The carbon reduction effectiveness of the incentive policies is thereby maximized. Empirical evidence is provided by these findings regarding the differentiated carbon reduction mechanisms and synergistic effects of green fiscal and tax policy instruments. Important references are offered for further promoting the green transformation of the manufacturing industry.

Keywords: green subsidies; tax incentives; green strategic orientation; green technologiy innovation; carbon emissions; chain mediation