doi. 10. 3724/1005-0566. 20260113

政府补贴有效降低了企业碳排放吗：来自中国税务调查的证据

陈小虎，艾洪山，刘钰涵
（湖南大学 经济与贸易学院，湖南 长沙 410079）

摘 要：中国政府对企业补贴的力度持续增强，准确评估政府补贴的环境规制效应对于实现高质量发展与经济结构转型具有重要意义。本文基于中国国家税务调查数据库（NTSD），系统考察政府补贴与企业碳排放之间的关系。结果显示：政府补贴与企业碳排放之间呈现显著的倒 U 型关系；机制分析发现，固定资产投资是补贴影响企业碳排放的重要渠道，补贴显著推动企业固定资产扩张，且固定资产增长率与碳排放之间同样存在倒 U 型关系；异质性分析结果表明，在全资国有和财务状况较差的企业中，补贴与碳排放之间的倒 U 型关系更加显著，减排效应也更为突出；企业管理费用支出弱化了政府补贴的碳减排效应。研究结果为评估补贴的政策效应提供了新的经验证据，也为如何优化资金监管体系提供了有益参考。

关键词：政府补贴；企业碳排放；固定资产增长率；管理费用
中图分类号：F062. 9；F426；F270 **文献标识码**：A **文章编号**：1005 - 0566（2026）01 - 0146 - 13

Do government subsidies effectively reduce corporate carbon emissions: Evidence from China's tax survey

CHEN Xiaohu, AI Hongshan, LIU Yuhan
(*School of Economics and Trade*, *Hunan University*, *Changsha*, *Hunan* 410079, *China*)

Abstract: China has steadily expanded the scale of government subsidies to firms, raising the need for a clear evaluation of their environmental regulatory effects in the context of high-quality growth and economic restructuring. Using the National Tax Survey Database (NTSD), this study investigates the relationship between subsidies and corporate carbon emissions. The analysis identifies a significant inverted U-shaped relationship between the two. Mechanism tests reveal that fixed asset investment is a critical channel: subsidies drive substantial expansion of fixed assets, and the growth rate of these assets also exhibits an inverted U-shaped association with emissions. The heterogeneity analysis shows that this pattern is more pronounced in wholly state-owned enterprises and firms with weaker financial conditions, where subsidies exert a stronger effect in reducing emissions. In addition, greater administrative spending weakens the carbon-reduction benefits of subsidies. These findings provide new empirical evidence on the environmental effects of government subsidies and offer practical references for refining financial supervision systems.

Key words: government subsidies; corporate carbon emissions; fixed asset growth rate; administrative expenses

基金项目：教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“统一行使全民所有自然资源资产所有者职责重大基础理论问题研究”（23JZD021）；国家自然科学基金面上项目“跨域传输视角下雾霾污染健康损失货币化评估与均衡性卫生财政转移支付体系构建”（71974054）；湖南省自然科学杰出青年基金项目“多情景‘双碳’目标约束对生产率的中长期影响与动态监测研究”（2023JJ10017）。

作者简介：陈小虎（1998—），男，河南南阳人，湖南大学经济与贸易学院博士研究生，研究方向为环境政策、可持续发展。

随着全球经济增速放缓,应对气候变化与实现可持续发展成为各国政府的核心议题。中国作为最大的发展中国家,取得显著经济成果的同时也面临着严峻的减排压力,其政策成效对全球环境与气候治理具有重要示范意义。在中国的制度背景下,政府通过补贴引导企业行为已成为普遍现象,这类补贴是政府为落实国家政策或议程向企业发放的拨款,被广泛用于减排激励[1-2]。例如,2024 年 5 月 29 日,国务院印发《2024—2025 年节能降碳行动方案》,再次明确以中央财政专项资金支持节能减排项目。补贴作为推进低碳政策的常用工具[3],旨在通过缓解融资约束,激励污染企业扩大绿色研发与环保投资,从而降低治理成本、提升环境绩效[4]。即便是在西方强调市场主导、反对政府直接参与的经济背景下,也仍然存在大量政府补贴涌入私营部门的现象[5]。因此,政府补贴究竟能否有效实现既定目标,抑或被企业滥用而偏离政策初衷,始终是学界与政策制定者关注的重要课题。

理论与实践都证明,政府补贴能够通过多重渠道影响企业环境绩效[6-9]。首先,根据资源基础理论,补贴作为额外资金能够直接缓解企业的财务负担[10-12],通过降低治理成本,引导企业购入绿色设备、发展绿色技术,为企业污染治理提供动力[13-20]。其次,根据信号理论,补贴可被解读为政府对企业能力或合规性的认可,从而增加企业的合作吸引力[2]和外部融资能力[21-22],降低环境治理的风险和不确定性。最后,补贴还能够增强企业社会责任(CSR)信息披露的积极性,获得补贴的企业倾向于利用自愿 CSR 信息披露作为其展示社会责任感和形象管理的工具[23-25]。因此,政府补贴在一定程度上支持了企业履行社会责任,不仅引导企业落实国家战略、享受政策红利,还帮助企业获得公众认可并赢得社会荣誉。

然而,现有文献对于政府补贴的影响尚未达成一致结论。有学者提出了不同意见,认为政府补贴并不能达到预期效果,甚至会起反作用[25-28]。首先,补贴的分配机制得到了质疑[1-3]。由于信息不对称与管理松弛问题的存在,政府往往基于政治关系网络和影响力选择补贴对象[29],从而诱发企业通过不公平手段竞争获得补贴,引发严重的“寻租”现象[30-31]。同时,政府官员对补贴金额拥有较大的自由裁量权[32],部分企业因此获得超额补贴,资源错配现象扭曲了政府补贴的积极影响[33-35]。其次,在资金使用方面,补贴可能引发“挤出效应”,使得资金被滥用或浪费[36]。对于财务状况良好或原本就有计划进行环境治理的企业,补贴可能会被当作融资的替代品挪作它用,如偿还债务或扩大生产,导致补贴的环保效应并未产生预期效果[37-38]。甚至部分企业只有在能从补贴中获益时,才会选择进行绿色转型或技术升级[39-41],严重降低了政策的边际效用。最后,在政策实施过程中,补贴所激发的技术进步可能产生负外部性。具体而言,企业技术进步的溢出效应会诱发竞争对手“搭便车”的行为,削弱企业自身的减排动力[42]。由于搭便车企业无需额外投入即可获益,它们往往选择维持策略而不主动减排,最终导致补贴的整体环保效益进一步减弱。

总体而言,现有文献为理解政府补贴对企业污染排放的影响奠定了基础,但仍存在以下 3 个问题有待进一步解决:第一,当前研究多以绿色转型、技术创新等代理指标间接分析补贴对企业污染排放的影响,削弱了影响效应的清晰度和实证结果的说服力;第二,已有机制研究多停留于创新、技术升级等相对抽象、难以量化的概念,未对政府补贴在企业中的具体流向与用途进行微观讨论,使得政策建议偏于宏观,难以为实际执行层面提供合理参考;第三,现有文献过度依赖上市公司样本,而中小企业作为经济结构中的重要支柱与增长动能被长期忽视。为此,本文基于 2007—2016 年中国国家税务调查数据库(NTSD)及企业微观数据测算的直接碳排放水平,系统探讨政府补贴对企业碳排放的影响。本文旨在回答以下 3 个核心问题:①政府补贴能否及如何影响企业碳排放?②政府补贴对不同类型企业碳排放的影响是否存在差异?③补贴资金是否存在用途偏离现象?

本文的边际贡献主要体现在以下两方面。

第一,相较于以往聚焦大型或特定行业企业的研究,本文基于涵盖中小企业的微观数据,采用直接碳排放量作为污染测度指标,在现有结论基础上进一步揭示了政府补贴与企业碳排放之间存在倒 U 型关系。这一发现不仅拓展了政府补贴非线性关系的相关研究,也为环境经济学中关于政策工具有效性提供了新的经验证据。第二,在作用机制方面,本文从理论和实证两个维度论证了固定资产投资是政府补贴对企业碳排放呈倒 U 型影响的中间渠道,揭示了两者间非线性关系背后的深层逻辑,为进一步理解政府补贴的作用路径及如何推动企业减污降排提供了理论依据和政策参考。

一、理论机制和研究假设

新古典主义理论认为,企业的核心目标在于资源获取与利润最大化[43]。因此,只有在外部制度适宜与财政激励充分时,企业才会主动承担环境治理责任[44]。政府补贴作为一种重要的政策工具,具有经济激励和传递积极信号的功能,理论上可以提升企业参与环境治理的积极性,进而实现减排效应。然而,现实中信息不对称与监管缺失可能使部分企业将补贴挪用于维持经营或产能扩张,以获取更高利润,反而导致补贴提高了碳排放水平,偏离了政策初衷[45-46]。由此可见,政府补贴与企业碳排放之间具有复杂性和非线性特征,有必要进行更深入的理论探讨和实证分析。

在环境经济学研究中,环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve,EKC)理论具有重要地位。该理论最早由 Grossman 等[47]提出,用来描述经济发展与环境污染之间的“倒 U 型”关系曲线,认为经济增长的初期通常伴随着污染加剧,但在经济达到一定门槛后,污染水平会逐渐下降。该理论的核心机制主要包括规模效应、技术效应和结构效应,得到了后来多位学者的认同[48-49]。基于该理论视角,本文将对政府补贴与企业碳排放之间的复杂关系进行分析与拓展。

本文认为,政府补贴与企业碳排放之间存在非线性的“倒 U 型”关系。即在政府补贴达到“拐点”水平之前的初始阶段,企业碳排放不减反增;然而,随着补贴强度的增加,越过“拐点”水平之后,企业碳排放开始呈现下降趋势。

具体而言,在初始阶段,政府补贴额度有限,企业面临较高的环保成本与较低的投入回报率,通常缺乏主动进行环保投资或绿色转型的动力[39-40]。此时,企业倾向于将补贴用于改善现金流、偿还债务或扩大生产,以保障企业经营稳定和生存需求。多数研究也印证了这一观点,认为政府补贴能增加企业产出与资源吸纳能力[11-12,50],提升了企业存活概率[51-52]。同时,出于对利润最大化的追求,企业不会为了减少碳排放而主动降低产量[53]。因此,在这一阶段,政府补贴反而助长了企业碳排放增长,加剧了环境污染。

然而,随着补贴强度的持续提升,企业逐渐具备环境治理的资源基础,同时面临来自政府和公众的更高环保期望。所以,一方面,为保持被补贴资格,企业会开展减排工作来提升自身环保表现[54],以满足各方监管要求。另一方面,出于对合法性和外部支持的需求,企业会权衡政府、公众等利益相关方的期望,主动增加环保支出,表现出较高的环境责任履行水平[22,55]。在这一阶段,企业有能力也有动力引入新技术和新设备,逐步实现绿色转型,减少碳排放。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H1:政府补贴与企业碳排放之间存在倒 U 型关系。

企业实现减排的主要路径包括使用清洁能源和提升污染治理水平[53]。相应地,政府期望补贴通过前端预防和末端治理两种方式促进减排。就末端治理而言,企业需要建设厂房、购买新的机器设备、运输工具等固定资产[15]。因此,本文认为企业固定资产投资可能是政府补贴影响企业碳排放的一个重要渠道。

具体而言,在补贴强度较低时,企业面临较高的环境成本和较小的利润空间,可能难以兼顾减排目标[4,56]。此时,企业倾向于将政府补贴用于经营或投资,以保证生存或实现扩张,前者会因企业维持产能或低效生产而增加碳排放,后者引发

的粗放式增长则会导致企业产能过剩[57],加剧碳排放。因此,在这一阶段,固定资产投资的增长主要反映了企业经营和规模的扩张,企业碳排放的增加可以解释为这种规模效应所带来的不良影响。

然而,随着政府补贴力度的持续增强,这种不良影响可能得到缓解。一方面,随着补贴金额增加,监管措施将会更加严格:未达标企业可能面临严厉的处罚,而达标企业将会获得更多的补贴[53]。企业因此被驱使对技术和设备进行革新,以满足排放标准。另一方面,除政府外,其他利益相关方的压力也在不断强化企业的绿色转型动机。越来越多的投资者、客户和消费者在意供应商的环保程度,他们倾向于选择那些使用绿色设备和拥有较低碳足迹的厂商[58-59]。企业滥用补贴将会招致公众抗议[23],从而加剧自身面临的政治成本。因此,企业会主动引入绿色技术和设备,以响应各方的环境责任要求。值得注意的是,绿色转型通常伴随较高的资金投入,因此在补贴强化阶段,固定资产仍会保持增长,甚至呈现出加速态势。但与早期的扩张不同,此阶段的固定资产增长主要反映了技术升级(低碳设备生产)与结构优化(企业整体绿色转型),从而能够推动污染排放的减少。总体而言,随着固定资产的增长,企业碳排放呈现出"先升后降"的动态演变过程,后期碳排放的减少可以解释为技术效应与结构效应逐渐取代规模效应所带来的结果。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H2:企业固定资产投资是政府补贴影响企业碳排放的重要渠道。具体来说,政府补贴能够促进企业固定资产增长,而固定资产增长率与企业碳排放之间存在倒 U 型关系。

管理费用是企业财务支出的重要组成部分,多数企业都有报销差旅费的惯例[60]。然而,企业财务报表中通常缺乏对资金支出的具体说明[61],如哪些用于正当用途,哪些是为了谋私利而产生的,因此容易引发严重的代理问题。由于管理费用具有较强的自由裁量属性,加之政府在资金使用上缺乏有效的执行机制[62],企业往往将其作为转移或挪用补贴的隐蔽渠道[1]。这种不当配置行为本身及其引发的后续效应,正是补贴预期减排效应失灵的一个直接且重要的原因。

具体来说,本文认为管理费用主要通过 3 个渠道影响企业碳排放:规模效应、挤出效应和政治寻租。首先,企业规模扩大通常伴随着更多的薪酬支出、差旅报销和运营费用。因此,管理费用的显著上升往往是企业规模扩张的伴随投入和直接信号。这种规模的扩大,会直接导致资源和材料消耗总量的增加,从而推高碳排放水平[53]。其次,政府补贴为企业提供了超额现金流,可能诱使管理层虚假报销或挪用资金进行浪费性经营[1,60],偏离了政策初衷。同时,由于企业可用资金是有限的,当这两种费用不合理膨胀时,直接挤占了本应用于环保、研发和节能改造的关键预算[63]。资金是企业绿色创新和技术升级的血液,挤占效应意味着企业丧失了通过购置低碳设备、开发低碳工艺等手段来提升环境效益的财务能力,直接阻碍了减排的实现。最后,由于补贴对象与额度通常由当地政府官员决定[32],企业为了建立政治关系会采取不正当手段,即"寻租"。高昂的寻租成本和依赖寻租获取的资源,不仅会抑制企业创新活动,还会弱化企业通过改善生产效率履行环境责任的动力,致使补贴的环保效应难以实现。基于上述分析,本文提出如下假设。

假设 H3:企业管理费用与企业碳排放正相关。

二、研究设计

(一)样本与数据来源

本文研究样本来自中国国家税务调查数据库(NTSD),并对数据进行了以下处理:首先,借鉴 Brandt 等[64]的做法将 2007—2016 年的横截面数据合并成面板数据集,即根据企业的法人代码、登记注册类型、行业类别等信息对不同年份企业进行识别与匹配。其次,借鉴莫晓燕等[65]和李新运等[66]的做法,并结合《中国能源展望 2060》将企业电力、煤炭和油的消费量转化为碳排放量。最后,根据年份和企业基本信息将两个数据进行合并,形成本文所需数据集。

此外,对于样本中可能存在的数据缺失、数据

异常等问题,本文借鉴戴觅等[67]、谢千里等[68]的做法,对样本做出以下处理:①剔除缺乏相关数据的样本;②剔除不符合会计基本原则的样本,如固定资产超过资产总值的样本;③为避免异常值的干扰,对所有变量进行 1% 和 99% 的缩尾处理。所有数据处理均使用 STATA 17 软件完成。在经过上述处理后,共得到 2 625 434 个观察值。

(二)模型设定与变量说明

为检验政府补贴与企业碳排放之间是否存在倒 U 型关系,本文在已有文献[69-71]的基础上构建计量模型为:

$$C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Subsidy_{it} + \alpha_2 Subsidy_{it}^2 + \alpha_3 Controls_{it} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被解释变量为企业碳排放量(C)。本文借鉴莫晓燕等[65]和李新运等[66]的做法,结合《中国能源展望 2060》,将企业每年年末汇总的电力、煤炭和油的消费量先分别转化为对应碳排放量,再加总取对数形成该企业当期的总碳排放量。

解释变量为政府补贴($Subsidy$),以企业当年来自政府补贴收入的对数形式表示。根据北京市人民政府发布的《关于北京市 2016 年上半年预算执行情况的报告》,政府补贴通常在年度内拨付并完成统计,时间上早于碳排放数据的汇总,因此在时序上可合理视为对当期碳排放的前置影响,两者反向因果的可能性较低。

$Controls$ 为一系列控制变量。本文参考已有文献的做法[72-74],将以下变量选为控制变量:企业资产负债率(Lev),用负债年末数与资产年末数的比值来表示;企业现金流($Cash$),用企业经营活动净现金流与企业总资产的比值来表示;企业固定资产占比(Fas),用企业固定资产年末数与企业总资产的比值来表示;净利润率(Roa),用企业净利润与企业平均资产总值的比值来表示;产权性质(Soe),国有或国有控股企业取 1,否则取 0。这些因素可能对企业碳排放产生影响,控制它们可以在一定程度上缓解遗漏变量偏误问题。同时,考虑到企业个体和时间的变化也会对分析结果产生影响,本文对个体(ν_i)和时间(ν_t)效应也进行了控制。表 1 提供了各变量的描述性统计。

表 1　变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
C	2 625 434	10. 849	9. 201	0	15. 295	25. 054
Subsidy	2 625 434	0. 582	1. 508	0	0	6. 673
Lev	2 625 434	0. 552	0. 306	0	0. 602	1
Cash	2 625 434	0. 041	0. 228	-0. 666	0	1. 421
Fas	2 625 434	0. 192	0. 224	0	0. 103	0. 913
Roa	2 625 434	0. 018	0. 115	-0. 520	0. 006	0. 492
Soe	2 625 434	0. 454	0. 498	0	0	1

参考李文贵等[75]的做法,本文将检验的标准误差在企业层面聚类(cluster)调整。此外,研究使用 STATA 中的 Utest 命令对回归结果进行检验,该命令能够更精确地识别变量之间是否真实存在 U 型关系[76]。

三、实证结果与分析

(一)基准回归结果与分析

表 2 为全样本下的回归结果。模型 1 为未控制个体固定效应和时间固定效应时政府补贴(*Subsidy*)与其平方项(*Subsidy*^2)对企业碳排放(*C*)的回归结果,模型 2 为进一步加入控制变量后的回归结果。政府补贴的系数估计值均在 1% 水平上显著为正,其平方项的系数估计值均在 1% 水平上显著为负,初步验证了政府补贴与企业碳排放之间的倒 U 型关系。进一步地,模型 3 和 4 分别在前两列的基础上控制企业个体固定效应和时间固定效应,核心解释变量的系数方向和显著性均未发生根本性变化,假设 H1 得到验证。

表 2　政府补贴与企业碳排放的倒 U 型检验

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
Subsidy	2. 335 *** (0. 016)	2. 044 *** (0. 015)	0. 288 *** (0. 013)	0. 284 *** (0. 013)
Subsidy^2	-0. 220 *** (0. 003)	-0. 197 *** (0. 003)	-0. 026 *** (0. 003)	-0. 026 *** (0. 003)
Lev	—	2. 241 *** (0. 023)	—	0. 787 *** (0. 026)
Cash	—	-0. 659 *** (0. 025)	—	0. 164 *** (0. 022)
Fas	—	11. 298 *** (0. 035)	—	1. 007 *** (0. 044)
Roa	—	5. 015 *** (0. 058)	—	1. 119 *** (0. 054)
Soe	—	-1. 367 *** (0. 015)	—	-0. 017 (0. 016)
_cons	10. 065 *** (0. 009)	7. 327 *** (0. 018)	10. 748 *** (0. 003)	10. 105 *** (0. 019)
个体固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	是	是
R^2	0. 042	0. 126	0. 708	0. 709
N	2 625 434	2 625 434	2 625 434	2 625 434
F	36 831. 07	32 450. 91	729. 79	454. 55

注:*** 表示在 1% 的水平上显著;括号内为标准误,检验的标准误差均经过企业群聚调整。

通过使用 STATA 中的 Utest 命令,我们能够更加精确地识别变量间是否存在 U 型关系。其中,政府补贴与企业碳排放的倒 U 型关系检验结果显示,Utest 的 p 值为 0.002 68,在 1% 的水平上能够拒绝原假设,两者的关系斜率表现出先正(0.284,$p<0.01$)后负(-0.061,$p<0.01$)的特征,且极值点为 5.499 47,位于政府补贴的取值范围(最小值为 0,最大值为 6.673)之内,进一步说明了政府补贴与企业碳排放之间的倒 U 型关系,假设 H1 得到再次验证。

(二)稳健性检验

基准回归结果验证了理论假设 H1。为证实这一结论的可靠性,本文将从多个纬度进行稳健性检验:第一,为了缓解潜在的内生性问题,分别使用工具变量和 Heckman 两步法进行重新估计;第二,更换被解释变量;第三,增加控制变量;第四,考虑更高的聚类标准误;第五,在控制个体固定效应的基础上,进一步加入行业与时间交互的固定效应。

1. 内生性问题

(1)工具变量法。多数经济变量间都存在着不同程度的内生性,对于本文而言,内生性问题主要源于企业碳排放与政府补贴之间可能存在的反向因果关系,即企业碳排放可能影响政府补贴对象的选择及补贴数额的大小。本文参考乔翠霞等[69]、Fisman 等[77]的做法,使用政府补贴与其平方项中除去自身以外的行业年度均值作为工具变量进行重新估计,以缓解潜在的内生性问题。具体来说有以下两个原因:第一,政府补贴的年度行业均值能够反映政府补贴发放的整体情况,与企业收到的补贴有根本性的内在关联;第二,政府补贴的年度行业均值不会直接受到单个企业行为的影响。工具变量的相关检验见表 3 模型 5、模型 6 和模型 7。

表 3 模型 5 与模型 6 展示了第一阶段回归的结果。结果显示,政府补贴和政府补贴平方项与其工具变量均在 1% 水平上显著正相关,且 F 值均大于 10。第二阶段回归模型的 Kleibergen_Paap rk LM 统计量和 Cragg-Donald Wald F 统计量均在 1% 的显著水平上拒绝了原假设,表明工具变量是有效的。模型 7 展示了工具变量第二阶段的回归结果,政府补贴预测值的系数估计值在 1% 水平上显著为正,其平方项的系数估计值在 1% 水平上显著为负,再次验证了政府补贴对企业碳排放的倒 U 型影响。

(2)Heckman 两步法

本文进一步采用 Heckman 两步法进行估计,旨在解决样本自选择问题导致的估计偏误。具体步骤如下:第一步,构建 Probit 选择方程,计算出逆米尔斯比率(IMR),用以检验企业个体特征变量是否会影响政府补贴,同时由于在构建 Probit 方程时加入个体固定效应会导致估计偏差,选择加入行业虚拟变量以控制行业固定效应。第二步,将 IMR 作为控制变量纳入基准模型中再次进行回归,以检验选择性偏差对结论的影响。方程(2)和方程(3)分别为第一步和第二步的具体方程形式。

$$Probit(if_{subsidy}=1)=\beta_0+\beta_1 Lev+\beta_2 Cash+\beta_3 Fas+\beta_4 Roa+\beta_5 Soe+Industry+Year+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$C_{it}=\alpha_0+\alpha_1 Subsidy_{it}+\alpha_2 Subsidy_{it}^2+\alpha_3 Controls_{it}+\alpha_4 IMR+\nu_i+\nu_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

表 3　内生性检验

变量	工具变量法			Heckman 两步法	
	First stage		*Second stage*		
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9
	Subsidy	*Subsidy^2*	*C*	*Probit*	*C*
Subsidy	—	—	24.87 *** (1.137)	—	0.282 *** (0.013 3)
Subsidy^2	—	—	-4.811 *** (0.232)	—	-0.025 9 *** (0.002 5)
IV_Subsidy	0.336 *** (0.006 45)	—	—	—	—
IV_Subsidy^2	—	0.339 *** (0.007 46)	—	—	—
Lev	0.0434 *** (0.003 98)	0.169 *** (0.021 3)	0.528 *** (0.041 7)	0.152 *** (0.004 4)	0.376 *** (0.026 9)
Cash	0.0241 *** (0.003 28)	0.128 *** (0.017 2)	0.181 *** (0.033 9)	0.019 *** (0.004 5)	0.116 *** (0.021 8)
Fas	0.0538 *** (0.007 53)	0.224 *** (0.040 9)	0.744 *** (0.072 5)	0.131 *** (0.006 5)	0.662 *** (0.044 4)
Roa	0.376 *** (0.009 13)	2.159 *** (0.050 1)	2.211 *** (0.137)	1.006 *** (0.010 9)	-1.550 *** (0.074 0)
Soe	-0.009 11 *** (0.002 53)	-0.068 6 *** (0.013 4)	-0.120 *** (0.025 9)	0.043 *** (0.002 8)	-0.128 *** (0.015 8)
IMR	—	—	—	—	-3.279 *** (0.062 6)
_cons	0.348 48 *** (0.004 83)	1.576 87 *** (0.025 49)	—	-1.246 *** (0.011 7)	15.682 *** (0.108)
个体固定效应	是	是	是	否	是
行业固定效应	否	否	否	是	否
时间固定效应	是	是	是	是	是
R^2	0.654	0.649	-1.956	—	0.710
N	2 625 434	2 625 434	2 625 434	2 625 434	2 625 434
F	769.86	678.78	179.18	—	733.78

注:*** 表示在 1% 的水平上显著;括号内为标准误,检验的标准误差均经过企业群聚调整。

方程(2)中,因变量 $if_{subsidy}$ 为某一企业是否收到补贴的虚拟变量,是则取 1,否则取 0。*Industry* 和 *Year* 分别表示行业固定效应和时间固定效应,其余变量与基准回归设定相同;方程(3)中,在原有模型基础上加入 IMR 再次进行回归。

表 3 模型 9 显示 IMR 在 1% 水平上具有统计显著性,表明确实存在样本自选择问题。同时,由模型 9 展示的结果可知,政府补贴及其平方项在 1% 水平上显著,且系数与基准回归一致。因此,Heckman 两阶段回归结果表明,在纠正样本自我选择偏差效应后,之前的结论依然成立。

综上所述,在排除内生性问题干扰后,政府补贴对企业碳排放倒 U 型影响的结论仍然成立,说明了研究结论的稳健性。

2. 更换被解释变量

借鉴莫晓燕等[65]和李新运等[66]的做法,并结合《中国能源展望 2060》,将企业碳排放的衡量方式改变为 CO_2 的具体排放量,回归结果见表 4 模型 10。结果显示,政府补贴的系数估计值在 1% 水平上显著为正,其平方项的系数值在 1% 水平上显著为负,说明在更换被解释变量之后,政府补贴与企业碳排放之间的倒 U 型关系依然存在。

3. 增加控制变量

企业规模大小也可能对其碳排放产生影响。为了缓解遗漏变量偏误,本文借鉴 Amin 等[78]的做法,将企业规模(*Size*)作为控制变量加入回归。回归结果见表 4 模型 11。结果显示,政府补贴的系数估计值在 1% 水平上显著为正,其平方项的系数值在 1% 水平上显著为负,说明在考虑了企业规模后,政府补贴与企业碳排放之间的倒 U 型关系依然稳健。

4. 考虑更高的聚类标准误

不同层级的聚类会对回归结果和其标准误产生不同的影响,为了检验在不同聚类标准下政府补贴与企业碳排放的倒 U 型关系是否稳健,本文将基准回归的聚类层级替换为行业层面进行回归。回归结果见表 4 模型 12。结果显示,在更换了聚类层级后,政府补贴与其平方项仍在 1% 水平上显著,且方向与基准回归一致,说明政府补贴与企业碳排放之间的倒 U 型关系依然稳健。

5. 加入行业—时间交互固定效应

不同维度的固定效应控制可能影响回归结果的估计精度,为进一步检验政府补贴与企业碳排放的倒 U 型关系是否稳健,本文在控制个体固定效应的基础上加入行业与时间交互固定效应,以剔除行业层面随时间变化的共同冲击。回归结果见表 4 模型 13。结果显示,政府补贴与其平方项仍在 1% 水平上显著,且方向与基准回归一致,说明政府补贴与企业碳排放的倒 U 型关系依然稳健。

综上所述,在多种稳健性检验下,政府补贴与其平方项系数估计值的符号及显著性均未发生实质性变化,与基准回归的结果一致。因此,可以说政府补贴对企业碳排放具有倒 U 型影响这一结论是稳健的。

表 4　其他稳健性检验

变量	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13
	CO_2	*C*	*C*	*C*
Subsidy	0.304***	0.281***	0.284***	0.266***
	(0.0142)	(0.0133)	(0.0830)	(0.0130)
Subsidy^2	-0.028 2***	-0.027 9***	-0.025 8***	-0.021 5***
	(0.00271)	(0.00254)	(0.00897)	(0.00249)
Lev	0.835***	0.405***	0.787***	0.787***
	(0.0277)	(0.0266)	(0.199)	(0.0254)
Cash	0.178***	0.202***	0.164**	0.180***
	(0.0234)	(0.0218)	(0.0696)	(0.0215)
Fas	1.077***	1.203***	1.007***	0.921***
	(0.0471)	(0.0442)	(0.116)	(0.0433)
Roa	1.182***	0.717***	1.119**	0.971***
	(0.0577)	(0.0541)	(0.453)	(0.0529)
Soe	-0.017 9	-0.015 2	-0.017 1	-0.018 6
	(0.016 8)	(0.015 6)	(0.030 8)	(0.015 4)
Size	—	0.443***	—	—
		(0.008 61)		
_cons	10.83***	5.975***	10.10***	10.12***
	(0.020 3)	(0.082 9)	(0.063 1)	(0.018 7)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	否
行业—时间交互固定效应	否	否	否	是
R^2	0.707	0.709	0.709	0.718
N	2 625 434	2 625 434	2 625 434	2 625 434
F	447.43	706.05	42.51	451.88

注:***、** 分别表示在 1%、5% 的水平上显著;括号内为标准误,除模型 12 外,检验的标准误差均经过企业群聚调整。

(三)机制分析

根据林伟鹏等[79]的结论,非线性关系中的机制效应有以下两种:一是解释变量与机制变量是二次函数关系,机制变量与被解释变量是线性关系;二是解释变量与机制变量是线性关系,而机制

变量与被解释变量是二次函数关系。本文将借鉴林伟鹏等[79]对倒U型的机制检验程序,对假设H2进行检验。为了考察该机制,本文以固定资产增长率(*Fagrow*)衡量企业固定资产投资,将其定义为当期固定资产总值与上一期固定资产总值的对数差分,即:

$$Fagrow_{it} = \ln(Fa_{it}) - \ln(Fa_{it-1}) \quad (4)$$

回归结果见表5所示。模型14和模型15为政府补贴与机制变量的关系研究,结果显示政府补贴与企业固定资产增长率之间为线性正相关,无二次函数关系;模型16中,固定资产增长率的系数估计值在1%水平上显著为正,其平方项(*Fagrow*^2)的系数估计值在1%水平上显著为负,表明固定资产增长率与企业碳排放之间存在倒U型二次函数关系。结合模型14~模型16的结果,可以看出,政府补贴、固定资产增长率和企业碳排放之间的关系符合林伟鹏等[79]结论中的第二种情况。进一步地,模型17中同时加入了解释变量和机制变量及其各自平方项后,结果仍未发生实质性改变。因此,假设H2得到验证。

表5　机制检验

变量	模型14	模型15	模型16	模型17
	Fagrow	*Fagrow*	*C*	*C*
Subsidy	0.012 6***	0.013 5**	—	0.244***
	(0.001 82)	(0.005 39)		(0.017 8)
Subsidy^2	—	-0.000 169	—	-0.024 5***
		(0.001 03)		(0.003 39)
Fagrow	—	—	0.053 2***	0.052 3***
			(0.004 56)	(0.004 55)
Fagrow^2	—	—	-0.012 6***	-0.012 4***
			(0.000 750)	(0.000 749)
Lev	0.813***	0.813***	0.626***	0.623***
	(0.019 4)	(0.019 4)	(0.046 7)	(0.046 6)
Cash	-0.158***	-0.158***	0.174***	0.169***
	(0.012 9)	(0.012 9)	(0.035 6)	(0.035 6)
Fas	7.151***	7.151***	0.339***	0.341***
	(0.045 2)	(0.045 2)	(0.082 6)	(0.082 5)
Roa	0.973***	0.973***	0.727***	0.684***
	(0.037 1)	(0.037 1)	(0.098 2)	(0.098 2)
Soe	0.009 62	0.009 62	-0.016 0	-0.014 5
	(0.009 04)	(0.009 05)	(0.027 3)	(0.027 3)
_cons	-1.745***	-1.745***	11.19***	11.10***
	(0.015 5)	(0.015 5)	(0.034 8)	(0.035 0)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
R^2	0.523	0.523	0.824	0.824
N	1 291 825	1 291 825	1 291 825	1 291 825
F	4 275.6	3 664.8	97.74	128.45

注:***、**分别表示在1%、5%的水平上显著;括号内为标准误,检验的标准误差均经过企业群聚调整。

(四)异质性分析

1. 企业所有制差异

前文全样本下的回归结果表明,无论是国有企业还是非国有企业,政府补贴与碳排放之间均存在倒U型关系。但是,不同所有制企业在技术、设备甚至是政府补贴倾向等方面均会存在差异,从而导致政府补贴对企业碳排放影响的异质性。例如,2010年《中国工业企业数据库》的统计结果显示,占大型工业企业总数2.9%的国有企业却享受到了13.4%的补贴额度,远高于同期其他企业,可是政府补贴对国有企业的积极影响却远不如民营企业[71]。因此,我们有必要分别考察政府补贴对不同所有制企业的影响差异。

为此,本文根据中国国家统计局2024年发布的《关于市场主体统计分类的划分规定》和2011年发布的《关于划分企业登记注册类型的规定》,将企业分为全资国有企业和其他企业。其中,全资国有企业包括国有企业、国有独资公司和国有独资有限责任公司,登记注册类型编码分别为110、141和151,剩下的则归为其他企业。回归结果如表6模型18和模型19所示。两组中政府补贴的系数估计值均在1%水平下显著为正,政府补贴平方项的系数估计值均在1%水平下显著为负,但全资国有企业的系数估计绝对值均高于其他企业,可以看出政府补贴对全资国有企业的影响更加明显。这一结果可能有以下两个原因:第一,全资国有企业通常规模较大,且享有天然的政策倾斜和财政支持[80-81],相比其他企业具备更强的扩张能力,因此在补贴强度较低时,它们的排放随补贴上升更快;第二,由于全资国有企业的特殊属性,它们通常需要承担更多的社会责任,在环境督查方面也会成为重点关注对象。因此,当补贴累积到一定强度时,多方压力将推动它们更快开展绿色转型,加之其较强的组织与技术吸收能力,它们在后半段中的减排效果也更加明显。

2. 财务状况差异

企业的财务状况在很大程度上影响其自身的减排意愿和对待政府补贴的态度,当企业面临生存危机时,补贴资金会被优先用于维持运营或偿

还债务,企业难以兼顾政策目标,更无法顾及环境效益[56]。相反,财务状况稳健的企业具备较强的风险承受能力,更可能将补贴用于技术改造与绿色升级,从而实现减排目标。此外,企业财务状况还反映了其内部治理水平、盈利能力等属性,而政府在选择补贴对象和确定补贴额度时,会因这些属性的不同而存在差异[82]。因此,本文选取财务稳健性(企业年末净利润减去企业年末负债)作为衡量指标,以是否大于 0 为标准,将企业分为安全组和危险组,以此考察由企业财务状况不同带来的政府补贴对企业碳排放的影响差异。

回归结果如表 6 模型 20、模型 21 和模型 22 所示。模型 20 和模型 21 的结果表明,在安全组中,政府补贴对企业碳排放的影响仅呈递增趋势,虽然补贴二次项系数为负,但并无显著倒 U 型影响;模型 22 的结果表明,在危险组中,政府补贴对企业碳排放的倒 U 影响在 1% 水平上显著。结合 3 个模型的回归结果,说明在考虑了企业财务稳健性后,不同组别中政府补贴对碳排放的影响出现了具有本质性差异的结果。这一差异可能源于以下两个原因。第一,安全组的企业往往自身经营状况良好,它们已经具备一定的技术基础和管理能力,因此对减排的边际激励较低,额外的补贴并不会显著推动其改变原本的计划。正如前文所分析的那样,补贴可能会被当作融资的替代品挪作它用,导致补贴的环保效应并未产生预期效果[37-38]。第二,危险组的企业通常面临较高的融资约束与生存压力,因此在补贴初期会将资金用于维持运营、偿债或弥补流动资金缺口,而非绿色投资,从而因维持产能或低效生产而增加碳排放。然而,不同于安全组的是,随着补贴强度提升及配套监管的强化,本就处于财务危机的它们为避免因超标排放而受处罚,不得不在政策压力与环境约束下进行技术改造与节能投资,从而展现出补贴的减排效益,整体呈现出显著的倒 U 型关系。

通过上述异质性分析,我们发现:当企业属于全资国有企业和自身财务状况较差时,政府补贴对企业碳排放的倒 U 型影响更显著。同时,政府补贴对企业减排的积极效应也更明显。

表 6　异质性分析

变量	所有制差异		财务状况差异		
	全资国有企业	其他企业	安全组		危险组
	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22
	C	*C*	*C*	*C*	*C*
Subsidy	0.326 ***	0.281 ***	0.162 ***	0.222 **	0.276 ***
	(0.068 3)	(0.013 5)	(0.027 9)	(0.089 9)	(0.013 6)
Subsidy^2	-0.031 1 ***	-0.025 9 ***	—	-0.011 3	-0.025 3 ***
	(0.011 8)	(0.002 60)		(0.016 2)	(0.002 61)
Lev	0.416 ***	0.805 ***	0.778 *	0.777 *	0.703 ***
	(0.149)	(0.026 3)	(0.438)	(0.438)	(0.029 1)
Cash	0.199 *	0.162 ***	0.283 **	0.283 **	0.162 ***
	(0.119)	(0.022 3)	(0.120)	(0.120)	(0.023 2)
Fas	0.892 ***	1.008 ***	0.959 ***	0.958 ***	1.013 ***
	(0.183)	(0.045 7)	(0.247)	(0.247)	(0.047 3)
Roa	0.738 ***	1.114 ***	0.694 **	0.698 **	1.449 ***
	(0.266)	(0.055 2)	(0.296)	(0.296)	(0.063 5)
Soe	—	—	0.013 4	0.013 1	-0.020 0
			(0.106)	(0.106)	(0.016 3)
_cons	8.588 ***	10.19 ***	8.702 ***	8.698 ***	10.25 ***
	(0.107)	(0.017 9)	(0.083 2)	(0.083 4)	(0.021 6)
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R^2	0.683	0.717	0.865	0.865	0.718
N	136 849	2 488 585	163 277	163 277	2 462 157
F	19.89	500.12	11.59	10	399.04

注:***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;括号内为标准误,检验的标准误差均经过企业群聚调整。

四、拓展性分析:管理费用对企业碳排放的影响

管理费用是企业财务支出中重要的组成部分,但因其披露模糊性,经常会引发严重的代理问题,导致企业资源错配[31]。前文已经通过理论分析了管理费用可能给企业碳排放带来的影响。为了验证假设 H3,本文基于中国国家税务调查数据库(NTSD),展开讨论政府补贴、企业管理费用(*Admfee*)及碳排放之间的关系。

回归结果如表 7 所示。表 7 模型 23 和模型

表 7　拓展性分析

变量	模型 23	模型 24	模型 25	模型 26
	Admfee	*Admfee*	*C*	*C*
Subsidy	0.406 ***	0.057 6 ***	—	—
	(0.001 15)	(0.000 711)		
Admfee	—	—	1.137 ***	0.359 ***
			(0.003 53)	(0.005 70)
Lev	1.135 ***	0.398 ***	1.022 ***	0.651 ***
	(0.006 35)	(0.004 93)	(0.022 7)	(0.025 8)
Cash	0.199 ***	0.066 0 ***	-0.885 ***	0.144 ***
	(0.006 16)	(0.003 44)	(0.024 7)	(0.021 7)
Fas	1.184 ***	0.132 ***	10.31 ***	0.968 ***
	(0.009 60)	(0.008 03)	(0.034 9)	(0.043 9)
Roa	2.544 ***	-0.311 ***	2.801 ***	1.274 ***
	(0.016 7)	(0.011 3)	(0.056 2)	(0.053 6)
Soe	0.074 5 ***	-0.015 5 ***	-1.473 ***	-0.012 2
	(0.004 01)	(0.002 49)	(0.014 3)	(0.015 6)
_cons	3.171 ***	4.080 ***	4.018 ***	8.720 ***
	(0.004 94)	(0.003 53)	(0.019 8)	(0.030 3)
个体固定效应	否	是	否	是
时间固定效应	否	是	否	是
R^2	0.144	0.878	0.164	0.71
N	2 625 434	2 625 434	2 625 434	2 625 434
F	36 888.19	2 340.38	44 449.10	943.22

注:*** 表示在 1% 的水平上显著;括号内为标准误,检验的标准误差均经过企业群聚调整。

24 显示,政府补贴对企业管理费用的系数估计值均在1%水平上显著为正,表明政府补贴能够显著增加企业管理费用。表7 模型25 和模型26 显示,企业管理费用对企业碳排放的系数估计值均在1%水平上显著为正,表明管理费用的增加会导致企业碳排放上升。结果正如前文分析的那样,支出的披露模糊性使得部分企业将其作为挪用补贴的途径,从而导致政府补贴的使用偏离政策初衷,甚至出现反向效果。因此,假设 H3 得到验证。

五、结论与政策建议

(一)结论

本文基于中国国家税务调查数据库(NTSD)中2007—2016 年的企业数据,结合同期碳排放信息,系统探究了政府补贴对企业碳排放的影响,主要研究结论如下。

第一,政府补贴对企业碳排放存在倒 U 型影响。不同层面聚类及加入交互固定效应后依然稳健。

第二,固定资产投资是政府补贴影响企业碳排放的重要渠道。补贴显著促进企业固定资产增长,固定资产增长率与碳排放之间存在倒 U 型关系。

第三,从异质性角度来看,当企业属于全资国有企业和自身财务状况较差时,政府补贴对企业碳排放的倒 U 型影响更显著,补贴带来的减排效应也更明显。第四,管理费用能够反映补贴用途偏离的现象,它的增加伴随着企业碳排放的上升。

(二)政策建议

第一,政府要充分发挥调节作用,合理提升补贴强度,确保政策效应能够落在减排区间内。政府应提升补贴的规模和集中度,避免小额分散式补贴,确保补贴强度能够跨越拐点,实现边际减排效益的持续提升。

第二,引导企业固定资产投资绿色化,让补贴资金流向企业节能改造、设备更替和绿色工艺升级,发挥技术优化和结构优化的长期减排效应。政府要严格限制企业将补贴用于高耗能、高排放的传统式产能扩张,确保补贴真正用在增加绿色资本存量上,以实现节能减排的常态化。

第三,政策上强化补贴的精准投放,将所有制属性和财务稳健性纳入补贴分配与监管体系,适度向治理压力较大、转型潜力较强的企业倾斜。对于财务状况不同的企业实施差异化的激励约束组合政策,动态调整补贴结构以提升资金的使用效率,从而保障补贴能够真正转化为企业绿色转型的推动力量。通过这种差异化设计,政府可以实现资源的有效配置,提高整体的减排效率。

第四,健全资金监管与企业财务信息披露机制,严惩挪用补贴行为,防止资金用途偏离。政府可以利用大数据、人工智能加强监管手段,提升补贴使用透明度,并对违规使用实施追回和惩戒,强化对管理费用等非生产性支出的限制。只有确保补贴资金用在实处,才能有效发挥政策工具的积极作用,避免资源错配和激励扭曲。

参考文献:

[1] JIANG H, SU K, HABIB A. Government subsidies and managerial slack: evidence from China [J]. Journal of contemporary accounting and economics, 2025, 21(2): 100473.

[2]张跃军, 刘文丽. 政府补贴如何促进新能源企业技术创新? [J]. 管理科学学报, 2025, 28(2): 1-14.

[3]FAN R, DONG L. The dynamic analysis and simulation of government subsidy strategies in low-carbon diffusion considering the behavior of heterogeneous agents [J]. Energy policy, 2018, 117: 252-262.

[4]MA C, PENG D. Government subsidies, environmental costs, and green innovation [J]. International review of economics & finance, 2025, 101: 104237.

[5] PAPPAS K, WALKER M, XU L, et al. Government subsidies and income smoothing [J]. Contemporary accounting research, 2024, 41(3): 1477-1512.

[6] GUI H, XUE J, LI Y, et al. Research on carbon emissions reduction strategy considering government subsidy and free riding behavior [J]. Environmental engineering science, 2022, 39(4): 329-341.

[7]HAN C. Environmental regulations, environmental subsidies and enterprise investment for environmental protection: evidence

from pollution enterprises of China [J]. Nature environment and pollution technology, 2021, 20(4): 1717-1724.
[8] Australian Government. Emissions reduction fund white paper [R]. Canberra: Australian Government, 2014.
[9] INUI T. Protecting the global environment: initiatives by Japanese business [C]// CRUZ W, WARFORD J J. Portecting the global environment. Washington, DC: World Bank Publications, 2002.
[10] WAN Q, CHEN J, YAO Z, et al. Preferential tax policy and R&D personnel flow for technological innovation efficiency of China's high-tech industry in an emerging economy [J]. Technological forecasting and social change, 2022, 174: 121228.
[11] 张伯伟, 沈得芳. 政府补贴与企业员工就业:基于配对倍差法的实证分析 [J]. 经济学动态, 2015(10): 31-38.
[12] CERQUA A, PELLEGRINI G. Do subsidies to private capital boost firms' growth? a multiple regression discontinuity design approach [J]. Journal of public economics, 2014, 109: 114-126.
[13] YANG Y, WANG Y, CHEN S. Do investors pay a premium for corporate government subsidy? role of China's strategic emerging industries policy and political connections [J]. Research in international business and finance, 2022, 60: 101569.
[14] ZUO Z, LIN Z. Government R&D subsidies and firm innovation performance: the moderating role of accounting information quality [J]. Journal of innovation & knowledge, 2022, 7(2): 100176.
[15] 谢光华, 韩丹妮, 郝颖, 等. 政府补贴、资本投资与经济增长质量 [J]. 管理科学学报, 2020, 23(5): 24-53.
[16] XIE X, ZHU Q, WANG R. Turning green subsidies into sustainability: how green process innovation improves firms' green image [J]. Business strategy and the environment, 2019, 28(7): 1416-1433.
[17] 安苑, 宋凌云. 财政结构性调整如何影响产业结构? [J]. 财经研究, 2016(2): 108-120.
[18] 孙晓华, 王昀, 刘小玲. 范式转换、异质性与新兴产业演化 [J]. 管理科学学报, 2016, 19(8): 67-83.
[19] GUO D, GUO Y, JIANG K. Government-Subsidized R&D and firm innovation: evidence from China [J]. Research policy, 2015, 45(6): 1129-1144.
[20] JAFFE A, LE T, MCBETH S, et al. The impact of R&D subsidy on innovation: a study of New Zealand firms [R]. Cambridge, MA: national bureau of economic research, 2015 (NBER Working Paper No. 21479).
[21] FITZGERALD T, BALSMEIER B, FLEMING L, et al. Innovation search strategy and predictable returns [J]. Management science, 2021, 67(2): 1109-1137.
[22] WANG Y, ZHANG Y. Do state subsidies increase corporate environmental spending? [J]. International review of financial analysis, 2020, 72: 101592.
[23] LEE E, WALKER M, ZENG C C. Do Chinese state subsidies affect voluntary corporate social responsibility disclosure? [J]. Journal of accounting public policy, 2017, 36(3): 179-200.
[24] COHEN M C, LOBEL R, PERAKIS G. The impact of demand uncertainty onconsumer subsidies for green technology adoption [J]. Management science, 2016, 62(5): 1235-1258.
[25] LI X, WU C. Influence mechanism of government subsidy on the green transformation of coal company in China [J]. International journal of mining science and technology, 2024, 34(7): 1033-1040.
[26] HUANG W. Government subsidies, dividend and stock market refinancing of Chinese firms [J]. Finance research letters, 2020, 37: 101345.
[27] BIAN J, ZHAO X. Tax or subsidy? an analysis of environmental policies in supply chains with retail competition [J]. European journal of operational research, 2020, 283(3): 901-914.
[28] HAN M, ZHANG D, BI X, et al. Subsidized overexpansion of Chinese firms [J]. International review financial analysis, 2019, 62: 69-79.
[29] LEE E, WALKER M, ZENG C. Do Chinese government subsidies affect firm value? [J]. Accounting organizations and society, 2014, 39: 149-169.
[30] JIANG H, HU Y, ZHANG H, et al. Benefits of downward earnings management and political connection: evidence from government subsidy and market pricing [J]. The international journal of accounting, 2018, 53(4): 255-273.
[31] FANG J, HE L, CONYON M J. The CEO horizon problem and managerial slack in China [J]. Management and organization review, 2018, 14(2): 343-376.
[32] ASCHHOFF B. Who gets money? The dynamics of R&D project subsidies in Germany [J]. Journal of economics and statistics, 2010, 230(5): 522-546.

[33]GALAASEN S M, IRARRAZABAL A. R&D heterogeneity and the impact of R&D subsidies [J]. The economic journal, 2021, 131(640): 3338-3364.

[34] AKCIGIT U, HANLEY D, SERRANO-VELARDE N. Back to basics: basic research spillovers, innovation policy and growth [J]. The review of economic studies, 2020, 88(1): 1-43.

[35]曾建光, 步丹璐, 饶品贵. 无偿划转、政府补贴与社会福利 [J]. 世界经济, 2017, 40(7): 147-168.

[36]JUHASZ R, LANE N, RODRIK D. The new economics of industrial policy [J]. Annual review of economics, 2024, 16: 213-242.

[37]HONG J,FENG B,WU Y R,et al. Do government grants promote innovation efficiency in China's high-tech industries? [J]. Technovation, 2016, 57:4-13.

[38]BOEING P. The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies-evidence from listed firms [J]. Research policy, 2016, 45(9): 1774-1789.

[39]TANG X F, LIU S, WANG Y H, et al. Carbon emission reduction in China's iron and steel industry through technological innovation: a quadrilateral evolutionary game analysis under government subsidies [J]. Frontiers in environmental science, 2025, 12.

[40]DAI L, XIONG Y Y. Does the green finance development and renewable energy affect the economic recovery in Asian economies [J]. Renew energy, 2023, 216: 118922.

[41]MAHAMA M, DERKYI NSA, NWABUE CM. Challenges of renewable energy development and deployment in Ghana: perspectives from developers [J]. GeoJournal, 2021, 86(3): 1425-1439.

[42]GONG Y H, HAO Y, ZHANG M. Decision-making strategy for service effort of dual-channel retailers under condition of bidirectional free riding [J]. Statistics decision, 2020, 1: 162.

[43] XIAO S N. Research on the influence of government fiscal and tax intervention on technological innovation of high-tech enterprises [D]. Jinan: Shandong university of finance and economics, 2021: 17-31.

[44]YANG C, YI Q. The impact of government subsidies on R&D investment and performance: an empirical study based on biomedical manufacturing [J]. Science technology management research, 2018, 38: 12-15.

[45]LIU Y, HAO Y, GAO Y. The environmental consequences of domestic and foreign investment: evidence from China [J]. Energy policy, 2017, 108: 271-280.

[46]YU F, GUO Y, LE-NGUYEN K, et al. The impact of government subsidies and enterprises' R&D investment: a panel data study from renewable energy in China [J]. Energy policy, 2016, 89(2): 106-113.

[47] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement [J]. Quarterly journal of economics, 1995, 110(2).

[48]NICHOLAS A, ILHAN O. Testing Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Asian countries [J]. Ecological indicators, 2015, 52: 16-22.

[49] DINDS S. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: a survey [J]. Ecological economics, 2004, 49(4): 431-455.

[50]蒋冠宏. 中国产业政策的均衡效应分析:基于政府补贴的视角 [J]. 中国工业经济, 2022(6): 98-116.

[51]刘经珂, 陈艳莹, 于千惠. 自愿型环境规制如何影响企业生存? [J]. 财经问题研究, 2023(5): 39-51.

[52]DENG M, WANG J. Why do zombie firms seldom die or resurrect? the effect of government subsidies on the survival duration of China's zombie firms [J]. Economics, 2022, 16(1): 212-228.

[53] CHEN B, GEGENTANA, WANG Y S. The impact of environmental regulations on enterprise pollution emission from the perspective of "Overseeing the Government" [J]. Sustainability, 2023, 15(14): 11311.

[54]周志方, 李瑾瑾, 曾辉祥. 政治和经济利益相关者对企业碳绩效的影响研究:基于中国上市公司的实证分析 [J]. 云南财经大学学报, 2020, 36(4): 72-88.

[55]LONG W, LI S, RONG D. Environmental policies and SMEs0 environmental performance: administrative control or economic incentive [J]. Nankai economic studies, 2018, 3: 31-39.

[56]PAN W, CAO H, LIU Y. "Green" innovation, privacy regulation and environmental policy [J]. Renewable energy, 2023, 203: 245-254.

[57]梅新想,彭曦. 市场需求、政府补贴与钢铁企业产能过剩 [J]. 商业研究, 2019(3): 44-52.

[58] HONG I H, CHIU A S F, GANDAJAYA L. Impact of subsidy policies on green products with consideration of consumer behaviors: subsidy for firms or consumers? [J]. Resources, conservation and recycling, 2021, 173: 105669.

[59]CHEN Y, NG S T, HOSSAIN M U. Approach to establish carbon emission benchmarking for construction materials [J]. Carbon management, 2018, 9: 587-604.
[60]CAI H, FANG H, XU L C. Eat, drink, firms, government: an investigation of corruption from the entertainment and travel costs of Chinese firms [J]. The journal of law & economics, 2011, 54(1): 55-78.
[61]FANG J, HE L, SHAW T S. The effect of external auditors on managerial slack [J]. Accounting horizons, 2018, 32(4): 85-115.
[62]PIOTROSKI J D, WONG T J. Institutions and information environment of Chinese listed firms [C]// FAN J, MORCK R. Capitalizing China. Chicago, IL: University of Chicago Press, 2012: 201-248.
[63]ZHAO S, ABBASSI W, HUNJRA A I, et al. How do government R&D subsidies affect corporate green innovation choices? perspectives from strategic and substantive innovation [J]. International review of economics & finance, 2024, 93: 1378-1396.
[64]BRANDT L, VAN BIESEBORECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
[65]莫晓燕, 石一, 李炳倩. 碳排放计算方法综述 [J]. 辽宁化工, 2025, 54(3): 480-483.
[66]李新运, 吴学锰, 马俏俏. 我国行业碳排放量测算及影响因素的结构分解分析 [J]. 统计研究, 2014, 31(1): 56-62.
[67]戴觅, 余淼杰. 企业出口前研发投入、出口及生产率进步:来自中国制造业企业的证据 [J]. 经济学(季刊), 2012(1): 211-230.
[68]谢千里, 罗斯基, 张轶凡. 中国工业生产率的增长与收敛 [J]. 经济学(季刊), 2008(3): 809-826.
[69]乔翠霞, 马一森, 刘韵致. 非国有股东治理与国有企业创新:倒 U 型关系及其形成机理检验 [J]. 改革, 2023(2): 118-138.
[70]苏丹妮. 全球价值链嵌入如何影响中国企业环境绩效? [J]. 南开经济研究, 2020(5): 66-86.
[71]杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新:所有制和要素市场扭曲的联合调节效应 [J]. 管理世界, 2015(1): 75-86,98,188.
[72]吴伟伟, 张天一. 非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究 [J]. 管理世界, 2021, 37(3): 137-160,10.
[73]朱磊, 陈曦, 王春燕. 国有企业混合所有制改革对企业创新的影响 [J]. 经济管理, 2019(11): 72-91.
[74]蔡贵龙, 柳建华, 马新啸. 非国有股东治理与国企高管薪酬激励 [J]. 管理世界, 2018(5): 137-149.
[75]李文贵, 余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新 [J]. 管理世界, 2015(4): 112-125.
[76]LIND J T, MEHLUM H. With or without U? The appropriate test for a U-shaped relationship [J]. Oxford Bulletin of economics and statistics, 2010, 72(1): 109-118.
[77]FISMAN R, SVENSSON J. Are corruption and taxation really harmful to growth? firm level evidence [J]. Journal of development economics,2007,83(1): 63-75.
[78]AMIN M R, WANG X, AKTAS E. Does oil price uncertainty affect corporate innovation? [J]. Energy economics, 2023, 118: 106513.
[79]林伟鹏, 冯保艺. 管理学领域的曲线效应及统计检验方法 [J]. 南开管理评论, 2022, 25(1): 155-166.
[80]TONG T W, HE W L, HE Z L, et al. Patent regime shift and firm innovation: evidence from the second amendment to China's patent law [C]. Academy of management annual meeting proceedings,2014: 14174.
[81]LIANG X, LU X, WANG L. Outward Inter-nationalization of private enterprises in China: the effect of competitive advantages and disadvantages compared to home market rivals [J]. Journal of world business, 2012, 47(1): 134-144.
[82]孙晓华, 郭旭, 王昀. 政府补贴、所有权性质与企业研发决策 [J]. 管理科学学报, 2017, 20(6): 18-31.