

引用格式:裴晨艺,许晓娟. 碳交易政策与高耗能企业绿色技术创新[J]. 技术经济, 2024, 43(10): 39-52.

PEI Chenyi, XU Xiaojuan. Carbon trading policy and green technology innovation in high-energy-consuming enterprises[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(10): 39-52.

碳交易政策与高耗能企业绿色技术创新

裴晨艺, 许晓娟

(对外经济贸易大学国际商学院, 北京 100029)

摘要: 随着能源消耗和碳排放量不断增加,气候问题日益严重,各国纷纷采取环境规制政策以应对挑战。碳交易政策作为其中的一种重要手段,通过市场力量促进企业绿色技术创新来减少碳排放。高耗能企业作为我国碳排放的主体,承担着碳减排的巨大压力和挑战,亟需加大绿色技术创新投入以适应市场环境。为了探究碳交易政策对高耗能企业绿色技术创新的影响,本文采用2000—2022年高耗能行业A股上市企业的面板数据,构建双重差分模型,实证检验了碳交易政策与高耗能企业绿色技术创新之间的关系。结果表明,碳交易政策能够显著促进高耗能企业的绿色技术创新。此外,本文进一步探讨了不同情境下政策影响的异质性,研究发现碳交易政策对实力较强的企业绿色技术创新的促进作用更强;相比绿色发明专利,碳交易政策对绿色实用新型专利获得数量的影响更大;企业拥有较高的机构投资者持股比例时,其绿色技术创新受碳交易政策的影响更大;处于我国重点进出口省市的企业受到碳交易政策影响要高于其他地区的企业。

关键词: 碳交易政策; 绿色技术创新; 双重差分模型; 波特假说

中图分类号: F062.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)10-0039-14

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J24031511

一、引言

随着全球气候变暖形势日益严峻,环境保护与可持续发展成为国际社会共同关注的焦点。为了有效应对和减缓气候变化带来的种种挑战,各国纷纷采取了一系列积极的环境保护措施,并相应推出了相关的环境规制政策。这些政策大致可分为市场导向型和命令型两大类。市场导向型的环境规制政策,如碳交易政策,主要通过市场机制来调控和降低温室气体的排放量,以实现环境保护的目标。而命令型环境规制政策则采取更为强制性的手段,如征收碳关税、实施碳税、制定严格的排放标准和技术规范等,通过法律法规的形式来有效限制环境污染。

2011年10月底,我国发改委发布了《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》,并批准了北京、天津、上海、重庆、广东、湖北和深圳7个省市作为碳排放权交易的试点地区。这一重要举措旨在通过市场化的手段探索节能减排的有效途径,进而促进经济发展方式的转变和产业结构的优化升级。几年来,得益于国家发展改革委的精心指导和坚定支持,各个试点积极投身于碳交易领域的深入研究和丰富实践,力求构建出一套既符合中国国情,又彰显中国特色的碳排放权交易机制。

既有文献围绕碳交易政策对企业的绿色创新绩效的影响展开了广泛的讨论,主要集中于探讨碳交易政策对企业绿色创新的影响路径。一是碳交易政策通过增加碳排放成本来刺激企业致力于创新实践^[1],二是通过市场导向的激励机制提高研发投入提升创新水平^[2]。引致创新理论^[3]认为,实施恰当的环境政策可以有效推动企业技术创新,实现经济效益提升与环境污染减少的双重目标。从短期视角来看,在各类环境规制政策的影响下,这些投入无疑会增加企业的环境保护成本,从而在某种程度上压缩了企业的利润空间。在这种情况下,部分企业可能会权衡利弊,选择将资金转向那些能够快速带来利润的项目,而非投入到绿色

收稿日期: 2024-03-15

基金项目: 北京社会科学基金研究基地一般项目“北京初创企业海外融资结构与创新绩效”(18JDGLB045)

作者简介: 裴晨艺,对外经济贸易大学国际商学院硕士研究生,研究方向:创新与创业管理;许晓娟,经济学博士,对外经济贸易大学国际商学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:直接投资与对外贸易,创新与创业管理。

技术创新中去。然而,创新补偿理论提供了一个不同的视角。Porter 和 Van^[4]指出,适度的环境规制实际上可以激发企业的技术创新活力。这些创新不仅能够弥补企业因遵循环境规制而产生的成本,带来生产效率的提升和成本的降低,而且有可能使企业在市场上获得竞争优势。从长期视角来看,这种对绿色技术创新的投资可以被视为企业的一种战略资源,它不仅有助于增强企业的核心竞争力,还能够为企业的可持续发展奠定坚实基础。

碳交易政策正是目前我国最为灵活和有效的机制之一^[5-6],不管是自然环境还是经济和政策环境都要求我国企业不断开展技术创新以达到节能减排的目的。但绿色技术创新并非一蹴而就的过程,它往往需要较长时间的研究与开发,并伴随着大量的人力与物力投入。现有研究已经证实碳交易政策对企业绿色技术创新的影响大多是积极的,但由于创新成果的显现需要时间,政策影响往往会存在一定的滞后性。

此外,本文关注到自1990年以来,虽然中国一直致力于降低单位国内生产总值的二氧化碳排放量,但仍是全球碳排放增长量最大的国家,甚至在2009年超过了美国,成为全球碳排放的榜首。根据国家统计局制定的标准,石油煤炭及其他燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业,以及电力热力生产和供应业被列为六大高耗能行业。2014—2019年这六大高耗能行业的二氧化碳排放量在全行业中的占比持续接近80%,六年平均占比高达78.5%(数据来源于中国碳核算数据库)。因此,实现“双碳”目标必须将重点放在高耗能行业的碳排放控制上。在“十四五”规划期间,中国已经明确提出了逐步将发电、石化、化工、建材、钢铁、有色金属、造纸以及国内民用航空等高耗能相关行业纳入碳排放权交易市场(简称碳交易市场)覆盖范围的计划。高耗能行业是我国碳排放的主要来源,高耗能企业作为碳排放的主体,对碳交易政策的反应可能会更为显著,这意味着,有效的市场机制与政策引导有望促进高耗能企业的绿色技术创新,从而推动整体碳排放量的减少。

因此,本文将2011年首次提出在7个省市推出碳排放权交易市场试点政策作为可能影响高耗能企业绿色技术创新的事件,通过实证分析,深入探究碳交易政策在高耗能企业绿色技术创新方面的有效性,这不仅能够丰富碳交易政策效果分析领域的相关研究,还能够为政策制定者提供有益的参考,以推动高耗能企业更好地实现绿色转型和可持续发展。

二、文献回顾与研究假设

(一) 文献综述

关于环境规制政策如何影响企业绿色创新的研究,多以“波特假说”为核心展开,即适度的环境规制能激励企业进行更多创新活动,这些创新不仅能提升企业的生产力,还能弥补因环保产生的成本,进而增强企业的盈利能力^[4]。尽管“波特假说”自提出后在学术界引起了广泛的讨论,但关于其有效性的争议至今仍未有定论。康鹏辉与茹少峰^[7]基于覆盖全国30个省市(因数据缺失,未含西藏地区和港澳台地区)的面板数据进行的分析表明,绿色创新的成本效应相较于其带来的创新补偿效应要小,这一发现为“波特假说”提供了有力支撑。覃雨薇和刘莉^[8]的研究也强调了在知识产权保护得力的情况下,环境规制成为驱动企业技术创新的关键因素之一,同样验证了“波特效应”的存在。然而,也有研究指出,并非所有政策的实施都会激发“波特效应”,当企业面临成本增加和资源配置效率下降的情况时,政策的执行效果可能会滞后甚至产生负面影响^[9]。此外,由于中国市场交易机制的不完善,市场型环境规制在推动技术创新方面的作用受到限制,这同样导致“波特假说”在实践中难以成立^[10-11]。

围绕“波特假说”,理论界还探讨了不同类型的环境规制政策对企业创新的影响。具体而言,环境规制政策可以分为市场型环境规制和命令型环境规制政策。在探讨市场型环境规制政策对企业绿色创新的影响方面,齐红倩和陈苗^[12]研究了排污权交易试点地区的绿色技术水平,指出排污权交易作为市场型环境规制的政策之一,尽管能在一定程度上缓解命令型规制的低效率问题,但在中国尚未引发波特效应。相对而言,张静晓等^[13]则支持“波特假说”在国内的适用性,认为市场型环境规制能显著提升产业的绿色创新效

率。碳交易政策作为一种典型的市场型环境规制政策,对推动企业绿色技术创新具有显著的正面作用,相较于传统的执行手段,其实施更具灵活性和可操作性^[14]。具体来说,碳交易政策对企业绿色技术创新的影响主要体现在两个方面:

一方面,该政策通过设立碳排放限额,增加了碳排放的成本,进而刺激企业致力于绿色技术创新,减少生产环节的碳排放量^[1]。在配额交易机制的作用下,企业能够根据自身的减排目标和实际情况,通过购买或出售配额来调整碳排放量,这不仅有助于企业达成减排目标,还促进了企业间的合作与交流,为合作开发低碳技术提供了可能。姬新龙和杨钊^[15]基于2000—2017年的省级面板数据,对比使用动态双重差分模型和加入了倾向得分匹配的双重差分模型,分析发现碳交易政策在迅速降低区域碳排放方面成效显著,而碳交易市场对于区域碳减排的作用在市场机制与行政干预的协同作用下会更加明显^[16]。因此,在碳交易政策的推动下,减排压力较小的企业能够将富余配额出售给那些环保投入不足或减排压力更大的企业,从而获得经济收益。这种市场机制不仅激励了企业进行绿色技术创新,还确保了企业在追求经济效益的同时也能获得环境效益,进而更加活跃地参与碳交易市场,有效减少碳排放量^[17-18],提升企业的生产效率和市场竞争力^[19]。

另一方面,碳交易政策通过市场导向的激励机制,引导企业将资金投向绿色技术领域,进而提升企业的现金流水平^[2],助推企业绿色经济的发展,也鼓励企业在提高能源效率、开发可再生能源等绿色技术方面取得突破。这种激励效果受到配额分配方法的影响,不同的分配方式可能会产生不同的经济和环境效果^[20]。相较于传统的环境规制手段,碳排放权交易更具广度和深度,它与数字支付、网络借贷等前沿金融业态的紧密结合^[21],不仅丰富了碳交易市场的参与方式,还为绿色技术创新提供了强大的金融支持。随着碳交易政策的逐步落地,金融机构越来越倾向于资助绿色企业的关键技术创新项目,从而进一步推动了绿色技术的蓬勃发展^[22]。在这一背景下,提高环境责任履行度^[23]和缓解融资约束^[24]已然成为企业提升绿色创新绩效的关键途径。同时,碳交易政策的监管也加速了碳交易数据的流通和信息传播,使企业能够更迅速地响应市场变化、把握风险,并灵活调整策略以适应市场发展^[25]。此外,多项研究也证实了碳排放权交易在提升企业投资效率^[26]、提高碳绩效^[27],以及推动产业结构优化升级^[28]等方面的积极作用。

上述文献关于碳交易政策对企业技术创新影响的探讨为本文研究奠定了坚实的理论基础,为本文提供启发:一是已有研究大多关注碳交易政策的实施对于企业创新的影响,忽视了一项政策首次正式提出时就可能对企业造成的影响。因此,本文选择使用2011年发改委发布《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》批准7省市作为碳排放权交易的试点地区为可能影响企业的事件,构建基准双重差分模型检验碳交易政策的有效性。二是已有研究大多关注全部行业对碳交易政策的响应程度,缺乏对特定行业技术创新的影响研究。因此,本文选择筛选出六大高耗能行业中的企业作为研究对象,实证检验碳交易政策对高耗能企业绿色技术创新的影响是否是正向的。

(二) 理论分析与研究假设

“波特假说”在理论上支持了碳交易政策能够促进企业进行创新实践,这些创新能够弥补因创新带来的成本。经过对相关文献的梳理与学习,总结出碳交易政策对企业技术创新的影响主要体现在:激励技术创新以降低碳排放成本、促进能源效率提升以优化生产流程、推动绿色转型以适应低碳发展趋势、加大研发投入以应对减排挑战等方面。这些影响共同促使企业在碳交易政策的引导下积极寻求绿色技术创新和产业升级,以实现可持续发展、提升竞争力。碳交易政策能够通过市场化手段提高企业碳排放效率,提升绿色产业的竞争优势,加快产业转型升级^[29],而高耗能企业是我国碳排放的主体,承担着更重的碳减排和绿色转型任务,为此,高耗能企业将会加大研发投入,寻求更加绿色的技术以提高自身绿色技术创新水平。

因此,本文提出假设1:

碳交易政策促进高耗能企业绿色技术创新(H1)。

尽管绿色技术创新被视为推动企业可持续发展的重要动力,但其实现并非易事,它要求持续且大量的人力与物力投入,方能收获期望的创新成果。在此过程中,资金雄厚、技术领先、人才荟萃的强势企业往往占据优势地位,它们能够凭借这些优势资源,更为从容地应对环境规制带来的挑战。然而,对于实力稍薄弱

弱的企业而言,因环境规制而衍生的额外成本可能会成为沉重的负担^[30],在这种情况下,它们往往难以在技术创新方面给予足够的资源投入。此外,由于创新成果在知识含量和技术水平上存在差异,不同类型的创新所需的投入与创新周期各不相同,其受政策影响的反应程度也不尽一致^[31]。绿色专利作为衡量企业绿色技术创新的关键指标,主要包括绿色发明专利和绿色实用新型专利两类。其中,绿色发明专利往往涉及更为深入和复杂的技术研发,其研发过程漫长且投入巨大,申请和审查的标准也更为严格。相较之下,绿色实用新型专利则更侧重于技术的实用性和新颖性,其创新层次可能不如发明专利深入,但其研发周期较短、投入较少,申请和审查流程也相对简便。鉴于这些特点,碳交易政策可能更为直接地刺激了企业对绿色实用新型专利的研发和申请活动。在政策的市场压力和激励作用下,企业可能更倾向于将资源投向研发周期短、见效快的绿色实用新型专利,以迅速响应市场需求和政策导向。而对于那些研发周期长、投入大的绿色发明专利,企业可能需要经过更长时间的积累和筹备,才能形成具备申请价值的创新成果。

基于此,本文提出假设 2a 和假设 2b:

碳交易政策对实力较强的企业绿色技术创新的促进作用更强(H2a);

相比绿色发明专利,碳交易政策对绿色实用新型专利获得总量的影响效果更大(H2b)。

除了企业自身的资源投入,机构投资者也能够为企业提供一些资源。较高的机构投资者比例能够提高企业的内部治理水平,使更专业的人员更大程度地投入到企业管理中去,从而削弱政策对企业创新的负面影响^[32]。机构投资者往往拥有更雄厚的资金和更专业的知识,当机构投资者的持股比例较高时,他们可以通过参与公司治理为企业绿色技术创新提供更好的保障和支持,从而推动企业的可持续发展。除此之外,获得机构投资者的关注往往代表着企业的社会曝光度提升,基于利益相关者理论,企业不仅仅要追求自身的业绩提升,还会关注其社会效益^[33]。通过积极响应国家政策、提高环境责任履行度来吸引更多的公共关注,企业可以吸引更多的投资者加入,为企业绿色技术创新提供金融动力,从而更加主动地进行绿色技术创新,提高绿色创新绩效^[34]。

基于此,本文提出假设 2c:

企业拥有较高的机构投资者持股比例时,其绿色技术创新受碳交易政策的影响更大(H2c)。

最后,值得注意的是,碳交易政策的减排效应存在区域异质性。一般来说,东部地区受到政策的影响往往比中西部地区更大^[1,35]。西部沿海地区的进出口国际贸易额通常比中西部地区更高,面临着更为复杂的国际环境。2022年3月,欧盟提出了碳边境调整机制(CBAM),并计划在过渡期结束后,于2026年正式推行“碳关税”。尽管有学者认为碳关税构成了一种贸易壁垒,但在应对全球气候变化的紧迫背景下,越来越多的国家和地区开始认同并采纳这一政策。程敏^[36]曾预测,发达国家未来可能会采取各种措施来推动碳关税政策的落地,这无疑会给我国高耗能企业的碳排放成本带来新的挑战。虽然从长远视角来看,碳关税的环境规制效应有望倒逼出口国企业进行绿色创新,但在短期内,它会导致成本上升,进而削弱出口产品的竞争力^[37]。在当前经济全球化的时代背景下,任何国家都无法关起门来搞发展。面对国内外碳减排政策的双重压力,我国的高耗能企业,特别是那些处于国际竞争环境中的企业,将更有动力进行绿色技术创新,以降低自身的碳排放成本。

基于上述分析,本文提出假设 2d:

处于我国重点进出口省市的企业受到碳交易政策影响要高于其他企业(H2d)。

为了验证以上假设,本文使用 2000—2022 年高耗能行业的所有 A 股上市企业的面板数据,深入分析碳交易政策对高耗能企业绿色技术创新的影响。并根据企业实力、内部治理水平、绿色专利类型和企业所处地理位置 4 个维度对研究对象进行异质性分析,以期对相关政策的制定和企业决策提供参考依据。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文基于 Wind 数据库、中国研究数据服务平台及国泰安数据库的合并数据展开研究,这些数据涵盖了较为广泛而详尽的企业和市场信息。在选取研究样本时,通过行业代码进行筛选,特别关注了 2000—2022

年高耗能行业的所有 A 股上市企业。这些企业由于其高能耗特性,在碳排放方面扮演着重要角色,因此成为本文的重点研究对象。

为了更精确地分析碳交易政策的影响,本文将处于碳交易试点省市的上市企业作为处理组,其余企业作为对照组。在数据处理过程中,剔除了 ST(special treatment)和 * ST 企业以及存在主要变量数据缺失的样本公司,以确保研究结果的准确性和可靠性。此外,为了进一步减少极端值对研究结果的影响,本文还对主要连续变量进行了缩尾处理。

经过上述对研究数据的筛选和处理,本文最终得到 780 家上市公司的数据,共计 8183 个有效观测值,这些数据将为深入研究碳交易政策对企业绿色技术创新的影响提供有力支持。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为企业绿色技术创新水平,用企业绿色专利独立获得总量(*Patentac*)进行衡量。当前研究在评估企业绿色技术创新时,主要采用了三种方法。一是利用研发投入来衡量企业的创新行为。然而,因为大部分研发投入数据难以细分到绿色技术领域,所以这种方法在衡量绿色技术创新时存在一定的局限性。二是采用绿色专利的数量和质量作为评估企业绿色专利的代理指标,绿色专利能够较为直观地反映企业的绿色技术创新水平。三是利用绿色全要素生产率(*green total factor productivity, GTFP*)来衡量企业的绿色技术创新能力^[38],它考虑了环境因素对生产效率的影响,相较于传统的全要素生产率,更能准确反映企业在绿色技术创新方面的表现。参考以往研究,考虑到研发投入和绿色专利申请数量均代表了企业的绿色创新投入,绿色全要素生产率更加侧重生产效率的体现,本文选择了更加能够体现企业绿色技术创新产出的变量作为衡量企业绿色技术创新水平的代理变量,即绿色专利独立获得总量(绿色发明专利和绿色实用新型专利独立获得数量的总和)。

2. 解释变量

核心解释变量为时间虚拟变量与政策虚拟变量的交互项 *time×treated*。该变量用于捕捉碳交易试点地区所展现出的净效应,其系数能够直接反映出政策颁布后的效果,揭示了碳交易政策发挥的作用。通过对核心解释变量的分析,能够更加清晰地划分出企业是否受到了碳交易政策的影响;通过观察系数的差异,可以分析不同横截面差异下的企业绿色技术创新受碳交易政策影响大小。

3. 控制变量

为了确保研究的准确性和可靠性,本文在参考现有学者的研究文献的基础上,选取了可能影响被解释变量的主要因素作为控制变量,包括企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)和营业收入增长率(*Growth*)这三个代表企业的盈利和偿债能力的重要财务指标^[39-40],此外,由于碳交易政策会使得金融机构越来越倾向于资助绿色技术创新项目^[22],在一定程度上能够缓解企业融资约束,从而提升企业绿色创新绩效^[24],因此,本文还选择了企业融资约束 *WW* 指数作为控制变量纳入模型中。

本文所有研究变量如表 1 所示。

表 1 研究变量与定义

变量	符号	变量定义
被解释变量	<i>Patentac</i>	公司绿色专利独立获得总量(绿色发明专利和绿色实用新型专利独立获得数量之和)
解释变量	时间虚拟变量	<i>time</i>
	处理虚拟变量	<i>treated</i>
	碳交易试点地区净效应	<i>time×treated</i>
控制变量	企业规模	<i>Size</i>
	资产负债率	<i>Lev</i>
	营业收入增长率	<i>Growth</i>
	融资约束	<i>WW</i>

(三) 模型构建

双重差分法(difference in differences,简称 DID 或 DD)是一种广泛应用于经济学、社会科学和公共卫生等领域的统计方法,其目的在于评估政策、干预措施或特定事件对特定群体的影响。该方法的核心思想在于比较不同群体在同一时间点上的差异,并观察这些群体在政策、干预或事件发生前后的变化,从而得出政策或干预措施的实际效果^[42]。本文构建了一个基准的双重差分模型以进行实证检验:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 time_{i,t} \times treated_{i,t} + \alpha_2 time_{i,t} + \alpha_3 treated_{i,t} + \alpha_j X_{i,t} + FE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: α_j 为各变量的系数; i 为不同的个体; t 为时间; $time_{i,t}$ 为时间虚拟变量,以 2011 年作为政策颁布的关键节点进行赋值,如果样本统计时间点处于 2011 年之前,则 $time=0$,若处于 2011 年及之后,则 $time=1$; $treated_{i,t}$ 为政策虚拟变量,用于区分处理组与对照组,将处于各试点省市中的企业视为处理组,并赋予其值 $treated=1$,其余未处于各试点省市中的企业视为对照组,并赋予其值 $treated=0$;交互项 $time_{i,t} \times treated_{i,t}$ 能够揭示碳交易政策的净效应,其系数 α_1 将直接反映政策提出后对企业绿色技术创新的影响程度,是本文的核心关注点; $X_{i,t}$ 为控制变量,涵盖了可能影响因变量的公司特征,且随着个体和时间的变化而变化; FE 固定了个体和年份,并且引入了行业与年份的交互固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为模型随机标准误差。此模型中的因变量 $Y_{i,t}$ 与企业绿色技术创新紧密相关。在基准回归中,本文采用了企业绿色专利独立获得总量作为因变量;在稳健性检验中,更换为绿色专利独立获得总量与联合获得总量之和以及绿色专利独立获得总量加 1 后取对数分别进行了检验。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表 2 报告了各个变量的描述性统计结果。从绿色技术创新来看,企业之间绿色专利独立获得总量呈现较大的差异,其均值为 1.328,最小值为 0,最大值为 10。这些数据验证了不同企业在绿色技术创新水平上存在的显著差异,从而凸显了使用面板数据进行实证分析的合理性和必要性。

企业规模均值为 22.185,标准差为 1.376;资产负债率均值为 0.456,标准差为 0.200;营业收入增长率均值为 0.190,标准差为 0.387。这些代表企业偿债能力、盈利能力和发展能力的主要控制变量的标准差均低于 2,表明样本等条件差异相对较小,这为后续的研究提供了可靠的数据基础。

表 2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	<i>Patentac</i>	8 183	1.328	2.654	0	10
解释变量	<i>time×treated</i>	8183	0.168	0.374	0	1
	<i>time</i>	8183	0.681	0.466	0	1
	<i>treated</i>	8183	0.247	0.431	0	1
控制变量	<i>Size</i>	8183	22.185	1.372	19.139	26.452
	<i>Lev</i>	8183	0.456	0.200	0.027	0.908
	<i>Growth</i>	7577	0.190	0.387	-0.658	4.330
	<i>WW</i>	7461	-1.009	0.076	-1.264	-0.799

(二) 差异性分析

表 3 展示了政策颁布前后处理组与对照组之间的组内差异及组间差异。结果显示,自碳交易政策颁布以来,处理组和对照组的绿色专利独立获得总量均出现了明显的增长趋势。然而,相较于对照组,处理组的增长幅度更为显著。经过简单的双重差分处理后,得到了 $time \times treated$ 的正系数,并且这一结果在统计学上具有显著意义。这初步证实了碳交易政策对企业绿色技术创新起到了积极的推动作用。

表 3 组间差异检验表

变量	对照组			处理组			DID 检验结果
	政策前	政策后	差异	政策前	政策后	差异	
<i>Patentac</i>	0.162	1.727	1.566***	0.387	2.217	1.830***	0.577***

注:***表示在 1%的水平下显著。

(三) 基础回归结果

表4基于“碳交易政策-企业绿色技术创新”的关系进行了初步的实证分析,以企业绿色专利独立获得的总量为被解释变量,旨在探讨碳交易政策对企业绿色技术创新的影响。为了更全面地理解碳交易政策与企业绿色技术创新之间的关系,表4中(1)列~(3)列分别为未纳入控制变量与固定效应、仅仅纳入控制变量、纳入固定效应和控制变量的基准回归结果,变量 $time \times treated$ 的系数分别为 0.428、0.497 和 0.577,均在 1% 的水平上显著。这一结果说明,无论是否考虑控制变量和固定效应,碳交易政策都对企业绿色专利独立获得总量产生了显著的正向影响,即碳交易政策对企业绿色技术创新起到显著的促进作用,本文基本研究假设(H1)得到了验证。

表4 碳交易政策与企业绿色技术创新

变量	Patentac		
	(1)	(2)	(3)
$time \times treated$	0.428*** (0.134)	0.497*** (0.137)	0.577*** (0.142)
$time$	1.725*** (0.068)	0.509** (0.076)	1.153 (0.816)
$treated$	0.020 (0.171)	-0.017 (0.157)	1.154** (0.482)
$Size$		1.366*** (0.052)	0.913*** (0.075)
Lev		-1.465*** (0.196)	-0.643*** (0.231)
$Growth$		-0.042 (0.072)	-0.221*** (0.082)
WW		3.679*** (0.830)	-0.429 (0.975)
$Constant$	-0.091 (0.088)	-24.950*** (0.703)	-19.000*** (1.372)
控制变量	No	Yes	Yes
个体固定效应	No	No	Yes
年份固定效应	No	No	Yes
行业 & 年份交互固定效应	No	No	Yes
样本量	8183	6897	6982
R^2 (within)	0.123	0.238	0.316

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著;括号中的数值是标准误。

(四) 稳健性检验

1. 更改被解释变量

为了验证模型的稳健性,参考 Amore 和 Bennesen^[32] 的做法,本文进行了更改被解释变量的稳健性检验,选择了不同指标作为衡量企业绿色技术创新水平的代理变量。表5中(1)列、(2)列的被解释变量分别为:绿色专利联合获得数量与独立获得数量之和、绿色专利获得总量加1后取对数。

表5的结果显示,碳交易政策提出后,企业绿色技术创新显著提高。具体来说,(1)列中 $time \times treated$ 的系数为 0.824,(2)列 $time \times treated$ 的系数为 0.198,均在 1% 的水平上显著,证明了碳交易政策对企业绿色技术创新的促进作用。模型的系数估计值和显著性水平与基准回归结果基本一致,模型的拟合优度也保持相对稳定,说明更改被解释变量后模型的解释能力并未受到明显影响,本文的基准回归结果具有一定的可靠性。

表5 更换被解释变量后的回归结果

变量	Patentac	
	联合获得专利数量与独立获得专利数量之和	绿色专利获得总量加1后取对数
	(1)	(2)
$time \times treated$	0.824*** (0.164)	0.198*** (0.044)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
行业 & 年份交互固定效应	Yes	Yes
样本量	6987	6987
R^2 (within)	0.351	0.353

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著;括号中的数值是标准误。

2. 平行趋势检验

双重差分法作为一种严谨的计量经济学方法,其应用的核心前提是确保在处理组(受到政策冲击的企业)和对照组(未受政策影响的企业)之间在政策实施之前存在一种基本平行的时间趋势。平行趋势的假设能确保观察到的差异主要是由于政策的实施,而非其他潜在因素,因此成为验证双重差分法有效性的基础。

图 1 直观地展示了碳交易政策对绿色专利独立获得总量的动态效应,考虑到 2011 年是碳交易政策的颁布年份,图 1 提供了关于政策提出前后企业绿色技术创新水平的变化情况。在 2011 年政策提出之前,处理组和对照组的绿色专利独立获得总量并没有出现显著的差异,这意味着在政策提出之前,两组企业在绿色专利创新方面处于相似的起点,且这样的趋势保持相对稳定,满足了双重差分法中关于平行趋势的假设。2011 年政策提出之后,处理组企业的绿色专利独立获得总量与对照组相比出现了显著的差异,且这种差异随着时间的推移而逐渐增大,交互项系数均显著为正,说明碳交易政策的提出对处理组企业的绿色技术创新产生了积极的影响。这进一步验证了平行趋势假设的正确性,同时也说明本文在研究中采用双重差分模型进行实证检验是合理且有效的。

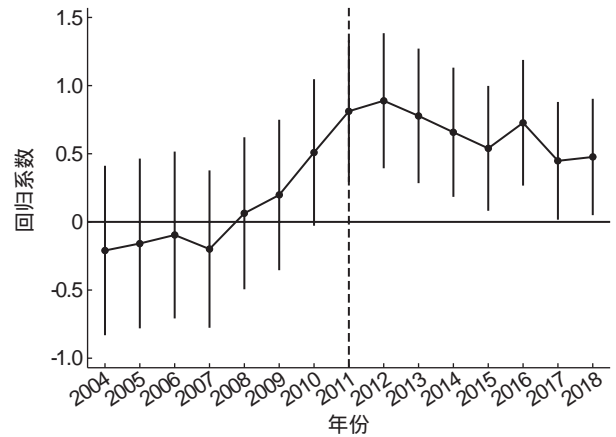


图 1 碳交易政策对绿色专利获得总量的动态效应

3. 安慰剂检验

为了确保本文中所采用的模型可靠且有效,本文还进行了安慰剂检验(placebo test),这是一种在社会科学和经济学研究中广泛采用的方法。安慰剂检验的主要目的是评估所建立的模型是否能够超越简单的随机性或是基线预测,从而确保研究所得出的结论并非偶然产生。换句话说,通过这一检验,可以更清楚地了解模型的实证结果受到遗漏变量、随机因素等的影响程度。

在参考了 Ferrara 等^[43]、宋弘等^[44]和卢盛峰等^[45]的研究后,本文通过随机改变政策试点省市以及政策的提出时间,构建了关于政策提出时间和地点的两个层面的随机试验。随后使用随机生成的变量来构造一个所谓的“虚假”实验并纳入模型(1)中进行回归检验,为了确保结果的可靠性,本文将此过程重复 500 次,从而进一步增强安慰剂检验的效力。

图 2 展示了 $time \times treated$ 的估计系数分布情况。从图 2 中可以清晰地看到,那些基于“虚假”实验得到的估计系数主要分布在 0 附近。这意味着在本文的模型设定中并不存在严重的遗漏变量问题。换言之,即使改变了政策的提出时间和地点,模型的基准回归结果依然保持稳健。

为了进一步验证这一结论,本文还绘制了图 3,将 p 值与虚假估计系数呈现在同一张图中。从图 3 中可以观察到,绝大多数的虚假估计系数仍然聚集在 0 附近,而且大部分点的 p 值都大于 10%。这意味着在 500

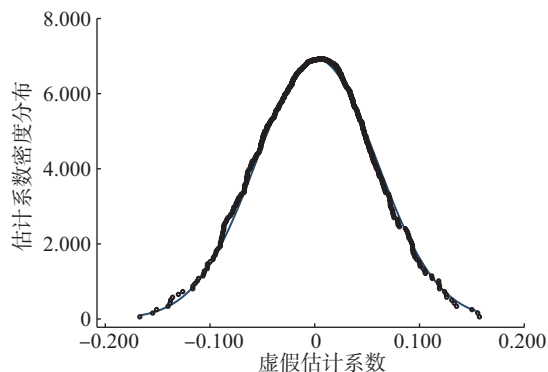


图 2 估计系数的核密度分布图

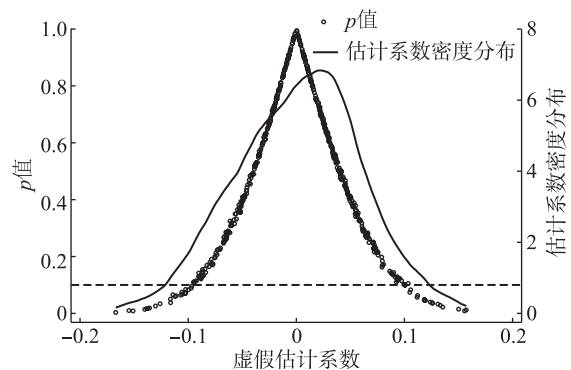


图 3 估计系数的核密度与显著性分布图

次实验中,大多数的回归结果并不显著,进一步证明了本文的基准回归结果的稳健性。

4. 进一步分析

此外,本文还验证了 2013 年年底至 2014 年年初正式实施碳交易政策可能会对主效应产生的影响。碳交易政策颁布时点为 2011 年,《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》中确定了北京、上海、天津、重庆、湖北、广东和深圳 7 个省市作为碳交易试点的先行地区。2013 年年底到 2014 年年初,北京、天津、上海、湖北、广东、重庆、深圳陆续开启碳排放权试点工作,福建于 2016 年下半年开启碳排放权试点工作。为了探究碳交易政策是在颁布时即对企业绿色技术创新产生了一定的促进作用影响还是在政策开始实施开始时才对其产生影响,本文将 2013 年碳交易政策初次启动交易以及 2016 年新增福建为试点城市作为可能干扰基础回归结果的事件之一纳入回归模型。

参考张饶和李天虹^[39]的做法,本文在基准回归模型中引入了以上事件的政策虚拟变量与时间线性趋势的交互项,旨在控制可能对基准估计结果产生干扰的其他政策因素。从表 6 呈现的结果来看,核心解释变量 $time \times treated$ 的系数与表 4 基准回归的结果呈现出较高的相似性,呈显著正相关。同时,2013 年年底到 2014 年年初在 7 个省市开始实施碳交易政策以及 2016 年底将福建纳入碳交易试点城市的政策虚拟变量与时间虚拟变量的交互项分别在 10% 和 5% 的水平上显著,但其系数为负。图 4 展示了绿色专利独立获得总量的均值趋势,可以看到在碳交易政策颁布前,处理组与对照组的绿色专利获得总量大致保持相同趋势且差异较小;政策出台后,该趋势发生了较大的变化,处理组的增长要高于对照组,且差异逐渐变大,但 2013 年年底以及 2016 年底处理组的绿色专利获得总量出现了下降,而总体仍然呈上升趋势。可能的原因是,碳交易政策在颁布时就对相关试点城市的企业产生了一定的影响,从而做出顺应形势的创新实践,然而,由于创新产出需要一定的时间,政策影响会存在一定的滞后效应。此外,碳交易政策也有可能通过影响高耗能企业的创新成本、收益获得、合法性认知或企业与政府的关系等来对企业绿色技术创新产生影响,这些可能的路径都会使得政策效果的显现变得滞后或提前,需要进一步进行机制研究。但本文的基准回归结果仍然是稳健的,即 2011 年我国出台的碳交易政策对高耗能企业绿色技术创新起到积极的推动作用。

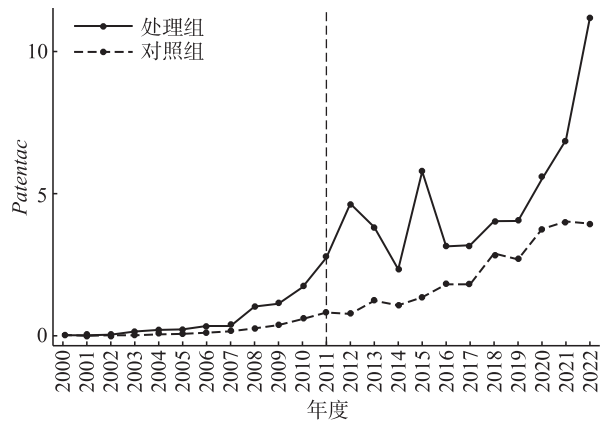


图 4 绿色专利独立获得总量的平均增长趋势

表 6 稳健性检验：其他政策影响

变量	加入基准变量	其他环境政策因素
	(1)	(2)
$time \times treated$	0.577 *** (0.142)	0.781 *** (0.184)
2013 年 7 省市正式开启试点工作		-0.311 * (0.194)
2016 年新增福建省为试点城市		-0.852 ** (0.356)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
行业 & 年份交互固定效应	Yes	Yes
样本量	6982	6982
R^2 (within)	0.316	0.306

注:(1)列、(2)列的被解释变量均为企业绿色专利独立获得总量(Patentac);*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著;括号中的数值是标准误。

(五) 异质性分析

考虑到碳交易政策对高耗能企业绿色技术创新的影响存在多个维度上存在的异质性,本文通过将样本

根据不同的标准分组,探讨主效应的横截面差异,表7和表8报告了基于企业实力、绿色专利类型、内部治理水平和企业所处地理位置4个维度的异质性分析结果,研究假设H2a、H2b、H2c、H2d均得到验证。实证结果表明:

(1)碳交易政策对实力较强的企业绿色技术创新的促进作用更强。在竞争激烈的市场中,企业的实力直接决定了它们的发展速度和方向。实力强大的企业凭借其在资金、技术和人才方面的显著优势,能够更轻松地获取资源并具备更强的盈利能力。盈利能力不仅体现了企业的经济实力,还反映了企业管理和市场运作的效率。因此,本文选择了总资产净利润率这一指标作为分组标准,以此来对企业实力进行量化区分,并进一步探究碳交易政策对不同实力企业的影响差异。经过深入的研究和分析,本文发现实力较强的企业在碳交易政策的影响下,其绿色技术创新水平更高,这意味着这些企业能够更好地适应和利用碳交易政策,实现绿色发展和经济效益的双赢。相比之下,实力较弱的组别在 $time \times treated$ 的系数上表现并不显著,即碳交易政策对它们的影响较小。这可能是由于这些企业在资金、技术和人才方面的不足,导致它们在应对政策变化时缺乏足够的实力和灵活性。

(2)相比绿色发明专利,碳交易政策对绿色实用新型专利获得数量的影响效果更大。一是,发明专利与实用新型专利在创新层次上存在显著差异。发明专利通常要求具备显著的创新性和创造性,涉及产品、方法或其改进的全新技术方案;而实用新型专利则主要聚焦于产品形状、构造或二者结合的具有实用价值的新技术方案。因此,发明专利的创新难度和要求更高,技术门槛也更为突出,需要更大量的研发投入和技术积累,其专利申请后获得批准的时间周期也相对较长。这些因素导致发明专利对碳交易政策的响应程度可能低于实用新型专利。二是,碳交易政策主要通过市场机制来激励企业减少碳排放,进而推动企业绿色技术创新。然而,这种激励机制对于不同类型的专利可能产生不同的影响。对于实用新型专利而言,由于其创新层次相对较低,更注重产品的实用性和市场应用,因此可能更容易直接受到碳交易试点政策的影响。相对而言,发明专利由于其较高的创新层次和所需的技术积累与研发投入,受到碳交易政策的直接影响可能较小。

(3)企业拥有较高的机构投资者持股比例时,其绿色技术创新受碳交易政策的影响更大。首先,机构投资者通常拥有较大的资金量和股份,从而成为上市公司的主要股东,他们的治理行为主要集中在对管理者的监督方面,有助于解决股东与管理者之间的代理冲突,当机构投资者的持股比例较高时,他们可以通过参与公司治理、改善企业内部控制环境等方式,为企业绿色技术创新提供更好的制度保障和支持,从而推动企业的可持续发展。其次,机构投资者通常更加注重企业的长期发展和可持续发展,因此,他们可能会更加关注企业的绿色技术创新,并愿意为此提供更多的资金支持。最后,机构投资者通常具有更强的信息获取和分析能力,能够更好地评估绿色技术创新的风险和收益,这有助于企业更加准确地把握市场需求和技术发展趋势,从而做出更加明智的绿色技术创新决策。

(4)处于我国重点进出口省市的企业受到碳交易政策影响要高于其他企业。本文根据2011年全国各省市进出口总额(数据来自《中国统计年鉴》)排名进行分组,前10名为一组(分别为广东、江苏、上海、北京、浙江、山东、福建、天津、辽宁、河北),其余省市为一组。结果显示,处于我国进出口总额较高省市的高耗能企业受碳交易政策的影响较大。我国重点进出口省市的企业通常与国际贸易联系更为紧密,这意味着它们可能面临着更严格的国际环保标准和要求。碳交易政策作为一种控制温室气体排放的市场化手段,与这些国际环保标准具有高度的契合性。因此,处于重点进出口省市的企业受到政策的影响更大,为了更好地适应国际贸易环境,往往需要更早、更积极地响应碳交易政策。特别是欧盟理事会有关碳边境调整机制的相关规定出台之后,明确表示若企业在国内碳交易市场支付了相应的碳价,则出口时就可以相应抵扣一定的“碳关税”,而欧盟碳边境调节机制(carbon border adjustment mechanism, CBAM)的税费计算公式显示,除了抵扣已支付的价格之外,决定企业缴纳税费的因素还有企业的碳排放量。若企业想要降低出口碳排放成本,可以通过降低碳排放量和积极参与国内碳交易市场两种方式。因此,在国际贸易环境下的高耗能企业可能会更加关注绿色技术创新。

表 7 基于企业实力和不同绿色专利类型的异质性分析结果

变量	Patentac			
	(1)		(2)	
	企业实力		不同的绿色专利类型	
	强	弱	发明专利	实用新型专利
<i>time</i> × <i>treated</i>	0.606** (0.238)	0.276(0.200)	0.071** (0.035)	0.473*** (0.116)
<i>time</i>	1.002(1.433)	0.332(1.048)	-0.085(0.201)	1.281* (0.669)
<i>treated</i>	2.969*** (1.134)	1.120* (0.585)	0.107(0.119)	0.971** (0.396)
<i>Size</i>	0.882*** (0.135)	0.793*** (0.101)	0.155*** (0.018)	0.652*** (0.061)
<i>Lev</i>	-0.715* (0.422)	-0.160(0.319)	-0.071(0.057)	-0.545*** (0.189)
<i>Growth</i>	-0.354*** (0.128)	-0.238* (0.123)	-0.052** (0.020)	-0.165** (0.067)
<i>WW</i>	-1.973(1.799)	-0.420(1.278)	-0.040(0.240)	-0.482(0.800)
<i>Constant</i>	-20.61*** (2.637)	-16.87*** (1.874)	-3.255*** (0.337)	-13.57*** (1.126)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业 & 年份交互固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3358	3629	6987	6987
<i>R</i> ² (within)	0.379	0.266	0.160	0.296

注：所有回归的被解释变量均为企业绿色专利独立获得总量(Patentac)；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著；括号中的数值是标准误。

表 8 基于内部治理水平和企业所处地理位置的异质性分析结果

变量	Patentac			
	(3)		(4)	
	机构投资者持股比例		2011年企业所在省市进出口额	
	高	低	前10	其他
<i>time</i> × <i>treated</i>	0.861*** (0.198)	-0.129(0.247)	0.519*** (0.195)	0.245(0.250)
<i>time</i>	1.312(1.149)	0.265(1.288)	1.382(1.269)	0.703(1.092)
<i>treated</i>	1.916*** (0.647)	-0.257(0.853)	0.083(0.655)	2.380(1.988)
<i>Size</i>	0.735*** (0.115)	1.096*** (0.117)	1.022*** (0.116)	0.838*** (0.100)
<i>Lev</i>	-0.367(0.358)	-0.253(0.356)	-0.099*** (0.360)	-0.274(0.315)
<i>Growth</i>	-0.244** (0.116)	-0.173(0.123)	-0.335*** (0.122)	-0.134(0.112)
<i>WW</i>	-1.355(1.408)	0.649(1.447)	-2.339(1.465)	0.543(1.322)
<i>Constant</i>	-16.78*** (2.330)	-20.87*** (2.178)	-21.81*** (2.274)	-16.70*** (1.817)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业 & 年份交互固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	3781	3206	3589	3398
<i>R</i> ² (within)	0.394	0.215	0.341	0.326

注：所有回归的被解释变量均为企业绿色专利独立获得总量(Patentac)；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著；括号中的数值是标准误。

五、结论与建议

(一) 研究结论

本文利用高耗能上市企业2000—2022年的样本数据,将企业绿色技术创新作为被解释变量,时间虚拟变量和政策虚拟变量的交互项作为解释变量,构建双重差分模型探讨了碳交易政策与企业绿色技术创新之间的关系,并通过更换被解释变量、平行趋势检验、安慰剂检验等方法验证了基准结果的稳健性,深入分析了基于企业实力、机构投资者持股比例、专利类型及企业所处地理位置4个维度的异质性,最终得到以下结论:碳交易政策对推动高耗能企业的绿色技术创新起到了显著的促进作用;在实力更为雄厚和机构投资者占比较高的企业中,这种促进作用更加明显;此外,位于我国重要进出口省市的企业,由于地理位置和政策

环境的双重优势,它们更易受到碳交易政策的影响,从而进一步提升其绿色技术创新水平。值得一提的是,不同类型的绿色专利因技术水平差异,对碳交易政策的响应程度也有所不同,其中绿色实用新型专利在数量上受到的影响较绿色发明专利更为显著。

(二) 对策建议

随着全球气候变化问题的日益严峻,绿色技术创新已成为企业可持续发展的核心驱动力。特别是对于贡献了大部分的出口贸易额的高耗能企业而言,其受国内外环境规制政策影响较大,面临更高的碳排放成本。对于高耗能企业来说,绿色技术创新不仅有助于减少碳排放,缓解环境压力,还能通过提高能源利用效率、开发新能源等方式降低生产成本,增强市场竞争力。而碳交易政策作为一种市场化手段,为高耗能企业绿色技术创新提供了强大的激励和保障。本文采用定性与定量方法,探究了碳交易政策与高耗能企业绿色技术创新之间的关系,分析实证结果,并结合国内外市场现状,本文提出以下建议:

第一,高耗能企业应当积极适应市场变化,主动参与碳排放权交易市场,加强内部管理,不断开展绿色技术创新,这不仅是企业履行社会责任的表现,更是确保长远发展的必要策略。

首先,企业需要积极参与碳交易市场,通过购买和出售碳排放权,实现企业的碳资产管理和风险控制。同时,利用碳交易市场的价格信号,引导企业内部的绿色技术创新和碳减排行为。此外,企业应建立完善的碳管理体系,明确碳减排的目标、责任与路径。通过定期监测、核算和报告企业的碳排放情况,确保企业在碳交易市场中的合规性,并为企业内部的绿色技术创新提供数据支持。

其次,企业应注重培养具有绿色发展理念的专业人才,建立跨学科、跨领域的创新团队,加强产学研合作,为绿色技术创新提供持续的人力资源保障。建立完善的内部激励机制,如设立奖励基金、晋升机会等措施,鼓励员工参与绿色技术创新工作,激发员工的积极性和创造性。同时吸引更多机构投资者参与公司治理,提高机构投资者持股比例,利用其专业知识和资源,促进企业的绿色技术创新和可持续发展。

最后,企业应加大在绿色技术研发和应用上的投入,通过技术创新降低生产过程中的能耗和碳排放量,实现企业在节能减排上的技术突破。同时,企业应优化专利结构,提高绿色发明专利的占比,不仅要关注实用新型专利的获得,还要加大在绿色发明专利方面的投入,以提升整体技术水平和创新能力。

第二,政府应充分认识到碳交易政策的重要性,并进一步加强和完善相关政策措施,以促进企业绿色转型,实现经济发展和环境保护的双赢。

首先,政府应深化碳交易市场的制度建设,确保市场公平、公正、高效运行。通过明确碳排放权分配、强化市场监管和优化交易流程,推进自愿减排交易市场,激发企业参与碳交易的积极性,提高企业能源效率,提升整体环保意识。同时,政府应出台税收减免、财政补贴、绿色金融等政策措施,鼓励高耗能企业增加绿色技术创新投入。为降低绿色技术创新的资金门槛,政府可设立专项资金,为企业研发提供资金支持,激发创新活力,提升自主创新能力。此外,政府还需完善绿色技术创新的政策环境,为企业提供稳定、宽松的政策支持。

其次,政府可建立绿色技术创新服务平台,整合科研资源,为高耗能企业提供全方位技术支持,解决创新难题,促进科技成果转化,支持产学研合作,加速绿色技术创新。同时,政府应加强对碳交易政策和绿色技术创新的宣传教育,特别是加强重点进出口省市的环保宣传,明确碳交易政策的目标与导向,提高公众认知,引导形成绿色低碳生活方式和高耗能企业的绿色创新方向。此外,政府还要特别关注成长期企业,为他们提供更多的政策支持和资源,培养未来的行业领导者。

最后,政府应积极参与国际碳交易市场和绿色技术创新的合作与交流,学习借鉴国际先进经验和科技成果,接轨国际标准,提升国际竞争力。通过与国际组织、其他国家政府和企业开展合作交流,引进先进的绿色技术和创新理念,共同应对气候变化和推动全球绿色发展。特别是欧盟碳边境调整机制(CBAM)提出之后,政府更应该抓住其实施前的窗口期,加快建设全国碳排放权交易市场,与欧盟碳交易市场接轨,提高碳边境税豁免额。此外,在碳排放准确核算的基础上,适度扩大国内碳交易场所覆盖范围,尽快纳入钢铁、铝、水泥、化工等碳排放密集行业,促进经济与环境可持续发展。

参考文献

- [1] 陈道平, 廖海凤, 谭洪. 中国碳交易政策的减排效应及其机制研究[J]. 技术经济, 2022, 41(7): 106-119.
- [2] 刘晔, 张训常. 碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究[J]. 经济科学, 2017(3): 102-114.
- [3] HICKS J R. The theory of wages[M]. London: Macmillan, 1932.
- [4] PORTER M E, VAN DE LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [5] 史长宽. 市场类环境工具对经济增长的影响效应与作用机制——基于产业结构的视角[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2019, 25(2): 78-88.
- [6] 赵子健, 顾缙琪, 顾海英. 中国排放权交易的机制选择与制约因素[J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2016, 24(1): 50-59.
- [7] 康鹏辉, 茹少峰. 环境规制的绿色创新双边效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(10): 93-104.
- [8] 覃雨薇, 刘莉. 知识产权保护对企业技术创新的影响分析——基于“波特假说”视角[J]. 技术与市场, 2023, 30(12): 101-106.
- [9] TANG H L, LIU J M, WU J G. The impact of command-and-control environmental regulation on enterprise total factor productivity: A quasi-natural experiment based on China's "two control zone" policy[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 254: 120011.
- [10] 刘满凤, 朱文燕. 不同环境规制工具触发“波特效应”的异质性分析——基于地方政府竞争视角[J]. 生态经济, 2020, 36(11): 143-150.
- [11] 康志勇, 汤学良, 刘馨. 环境规制、企业创新与中国企业出口研究——基于“波特假说”的再检验[J]. 国际贸易问题, 2020(2): 125-141.
- [12] 齐红倩, 陈苗. 中国排污权交易制度实现污染减排和绿色发展了吗?[J]. 西安交通大学学报: 社会科学版, 2020, 40(3): 10.
- [13] 张静晓, 孙昕冉, 李慧. 排污权交易政策对绿色创新效率的影响研究[J]. 中国环境管理, 2021, 13(6): 61-69.
- [14] 郭进. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 147-160.
- [15] 姬新龙, 杨钊. 碳排放权交易是否“加速”降低了碳排放量和碳强度?[J]. 商业研究, 2021(2): 46-55.
- [16] 吴茵茵, 齐杰, 鲜琴, 等. 中国碳市场的碳减排效应研究——基于市场机制与行政干预的协同作用视角[J]. 中国工业经济, 2021(8): 114-132.
- [17] 王喜平, 王素静. 碳交易政策对我国钢铁行业碳排放效率的影响[J]. 科技管理研究, 2022, 42(1): 171-176.
- [18] 宋清华, 胡甜. 碳排放权交易促进了制造业企业绿色技术创新吗?[J]. 金融发展评论, 2023(7): 17-34.
- [19] 陆敏, 苍玉权, 李岩岩. 碳交易机制对上海市工业碳排放强度和竞争力的影响[J]. 技术经济, 2018, 37(7): 114-120.
- [20] 宋德勇, 朱文博, 王班班. 中国碳交易试点覆盖企业的微观实证: 碳排放权交易、配额分配方法与绿色创新[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 37-47.
- [21] 王喆, 陈胤默, 张明. 传统金融供给与数字金融发展: 补充还是替代? ——基于地区制度差异视角[J]. 经济管理, 2021, 43(5): 5-23.
- [22] 于波. 绿色信贷政策如何促进企业绿色创新?[J]. 现代经济探讨, 2023(2): 45-55.
- [23] 王凤荣, 李安然, 高维妍. 碳金融是否促进了绿色创新水平? ——基于碳排放权交易政策的准自然实验[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2022, 50(6): 59-71.
- [24] 刘亦文, 周韶成, 陈熙钧. 科技金融发展对企业绿色创新的影响研究[J]. 财经理论与实践, 2022, 43(6): 17-23.
- [25] 胡金焱, 张晓帆. “双碳”目标下金融科技的碳减排效应与绿色政策的调节作用研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2023, 43(1): 3-16.
- [26] 张涛, 吴梦萱, 周立宏. 碳排放权交易是否促进企业投资效率? ——基于碳排放权交易试点的准实验[J]. 浙江社会科学, 2022(1): 39-47, 157-158.
- [27] 韩金宝, 蔡雯霞, 诸葛瑞阳. 碳排放权交易政策对地区碳绩效的影响——基于链式中介效应的检验[J]. 金融理论与实践, 2023(7): 60-70.
- [28] 陈海龙, 周融, 雷汉云. 激励与惩罚: 碳排放权交易试点对产业结构的影响[J]. 云南财经大学学报, 2023, 39(6): 18-34.
- [29] 郭莉, 梁新莉. 碳排放权交易政策对碳排放效率影响研究——基于空间多期双重差分模型的分析[J]. 价格理论与实践, 2023(9): 146-150, 209.
- [30] QIU L D, ZHOU M, WEI X. Regulation, innovation, and firm selection: The porter hypothesis under monopolistic competition[J]. Journal of Environmental Economics & Management, 2017, 92(9): 638-658.
- [31] 傅晗彧, 刘敬, 谢小平. 创新类型、政府支持与经济增长效率提高[J]. 南方经济, 2022(8): 92-112.
- [32] AMORE M D, BENNEDSEN M. Corporate governance and green innovation[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2016, 75: 54-72.
- [33] 陈志刚, 弓怡菲. 绿色金融对企业绩效的影响及机制分析[J]. 经济与管理评论, 2022, 38(5): 72-85.
- [34] 朱于珂, 高红贵, 丁奇男, 等. 地方环境目标约束强度对企业绿色创新质量的影响——基于数字经济的调节效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(5): 106-119.
- [35] 钱丽, 魏圆圆, 肖仁桥, 等. 碳交易试点政策对中国区域经济绿色增长的影响机制研究[J]. 技术经济, 2023, 42(4): 110-124.
- [36] 程敏. 美国征收碳关税的应对政策——碳税与碳关税经济效益比较研究[J]. 技术经济与管理研究, 2015(10): 90-94.
- [37] 潘辉. 碳关税对中国出口贸易的影响及应对策略[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(2): 41-46.

- [38] 徐军委, 刘志华, 王建雄. 碳交易试点是否提升了区域绿色全要素生产率? [J]. 技术经济, 2022, 41(8): 23-33.
- [39] 张娆, 李天虹. “节能低碳”政策能否促进重污染企业绿色并购? [J]. 金融理论与实践, 2023(8): 39-52.
- [40] 祁怀锦, 刘斯琴. 绿色金融政策促进企业绿色创新吗——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 当代财经, 2023(3): 94-105.
- [41] WHITED T M, WU G. Financial constraints risk[J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19(2): 531-559.
- [42] 黄炜, 张子尧, 刘安然. 从双重差分法到事件研究法[J]. 产业经济评论, 2022(2): 17-36.
- [43] FERRARA E L, CHONG A, DURYE A S. Soap operas and fertility: Evidence from Brazil[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(4): 1-31.
- [44] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108, 195.
- [45] 卢盛峰, 董如玉, 叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据[J]. 中国工业经济, 2021(3): 80-98.

Carbon Trading Policy and Green Technology Innovation in High-energy-consuming Enterprises

Pei Chenyi, Xu Xiaojuan

(School of International Business, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: With energy consumption and carbon emissions continue to increase. The climate issues are becoming more severe. Many environmental regulation policies have been promulgated to address the challenges of environmental degradation. Carbon trading policy, as an important means, promotes green technology innovation in enterprises through market forces to reduce carbon emissions. As the main emitters of carbon in China, high-energy-consuming enterprises bear tremendous pressure and challenges for carbon emission reduction. And there is an urgent need to increase investment in green technology innovation to adapt to the market environment. To explore the impact of carbon trading policies on green technology innovation in high-energy-consuming enterprises, a difference in differences model was constructed. Panel data of A-share listed companies in high energy consuming industries from 2000 to 2022 were used to empirically test the relationship between carbon trading policies and green technology innovation of high energy consuming enterprises. The results indicate that carbon trading policies can significantly promote green technology innovation in high energy consuming enterprises. In addition, the research samples were grouped based on different dimensions to further explore the heterogeneity of policy impacts in different contexts. The findings reveal that carbon trading policies have a stronger promoting effect on green technology innovation in stronger enterprises. Compared to green invention patents, carbon trading policies have a greater impact on the number of green utility model patents obtained. When enterprises have a higher proportion of institutional investor shareholding, their green technology innovation is more significantly influenced by carbon trading policies. And enterprises located in key import and export provinces and cities in China are more affected by carbon trading policies than those in other regions.

Keywords: carbon trading policy; green technology innovation; difference-in-differences model; porter hypothesis