

碳交易机制的绿色知识溢出效应

张凌霄 罗 琦 朱衍同

摘要:碳交易机制是中国推进绿色低碳转型的重要市场化环境规制工具。本文以 2008—2024 年沪深 A 股上市公司为研究样本,识别企业进入碳排放权交易试点控排范围所受到的制度性冲击,运用交叠双重差分法考察受到碳市场约束后企业绿色知识溢出水平是否发生变化。研究结果显示,碳交易机制有着明显的绿色知识溢出效应。机制分析表明,碳交易机制通过促进绿色责任建立和绿色治理传导产生绿色知识溢出效应。异质性分析结果显示,碳交易机制的绿色知识溢出效应在行业竞争程度高的企业、议价能力高的企业和位于非长三角地区的企业中更明显。本文的研究结论为全国统一碳市场建设和绿色发展战略的深化提供了政策启示。

关键词:绿色低碳转型 碳交易机制 绿色知识溢出 绿色责任 绿色治理 全国统一碳市场

中图分类号:F832.5;F272.4

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)09-0063-16

一、问题提出

推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。碳交易机制是中国推进绿色低碳转型的重要市场化环境规制工具。其制度逻辑在于界定碳排放权,通过配额约束控排企业,并使碳排放成为具有价格信号的生产要素。中国碳交易市场建设呈现渐进式扩容特征,历经地方试点、单一行业攻坚到多行业并行的阶段演进^[1]。《全国碳市场发展报告(2025)》的数据显示,2021 年全国碳市场正式启动,因排放集中、数据基础好、同质化程度高,电力行业成为试点先锋,4 年间配额清缴完成率均超 99%,单位火电碳排放下降 2.2%,验证了碳市场的减排效能。2024 年 3 月钢铁、水泥、铝冶炼行业纳入管理,标志着碳市场进入“电力+高耗能”多行业并行阶段。2024 年 5 月 1 日起施行的《碳排放权交易管理暂行条例》明确指出“碳排放配额实行免费分配,并根据国家有关要求逐步推行免费和有偿相结合的分配方式”。电力行业试点后,在钢铁等行业纳入管理时,通过基准线差异形成减排激励,配额与实际产量动态调整,形成“优质企业获益、落后产能承压”的筛选机制。政策实施总体情况如表 1 所示。从制度演进来看,政策实施呈现出碳市场覆盖行业扩大、绿色技术吸收成本降低的趋势。相关政策体系从碳交易机制、绿色技术研发、成果转化等方面为低碳转型提供支撑。碳市场不只是约束排放的工具,而应是达成从碳履约清缴转向降低全社会脱碳成本的深层次目标。

收稿日期:2026-03-08;修回日期:2026-08-25

作者简介:张凌霄 武汉大学经济与管理学院助理研究员,武汉,430072;

罗 琦 武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师;

朱衍同 中南财经政法大学金融学院博士研究生,通信作者,武汉,430073。

作者感谢审稿快线专家的评审意见。

表 1 政策实施情况

年份	政策文件或关键举措	相关政策内容
2011	《国家发展改革委办公厅关于开展碳排放权交易试点工作的通知》	明确北京、天津、上海、重庆、湖北、广东、深圳 7 个省市开展碳排放权交易试点
2014	《碳排放权交易管理暂行办法》	发布全国碳交易早期统一管理规则,围绕配额、交易、核查、监管等作出制度安排
2017	《全国碳排放权交易市场建设方案(发电行业)》	明确以发电行业为突破口,分阶段、有步骤建设全国碳市场
2020	《碳排放权交易管理办法(试行)》	对全国碳市场交易及相关活动进行统一规范
2021	《国务院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》	鼓励绿色低碳技术研发;加快科技成果转化;深入推进绿色技术交易中心建设
2021	2021 年 7 月 16 日全国碳市场启动	全国碳排放权交易市场于当日正式上线运行,首批纳入发电行业,启动时覆盖的温室气体排放规模居全球碳市场首位
2022	《关于进一步完善市场导向的绿色技术创新体系实施方案(2023—2025 年)》	完善市场导向的绿色技术创新体系,推动节能降碳先进技术研发、转化、推广应用,增强绿色知识供给与应用场景
2023	《温室气体自愿减排交易管理办法(试行)》	重新规范全国温室气体自愿减排交易及相关活动,明确登记、交易、方法学等制度
2024	《碳排放权交易管理暂行条例》	对交易、数据、监管、法律责任等作出更高层级规范
2025	《全国碳排放权交易市场覆盖钢铁、水泥、铝冶炼行业工作方案》	经国务院批准,将钢铁、水泥、铝冶炼纳入全国碳市场管理;扩围后覆盖全国二氧化碳排放总量占比提高到 60%以上
2025	《关于“十五五”期间支持科技创新进口税收优惠政策的通知》	对符合条件的单位进口国内不能生产或性能不足的科研、技术开发和教学用品,免征进口关税及进口环节税,降低绿色技术吸收成本

现有研究逐步细化至碳交易机制实现“双碳”目标的路径识别。碳市场下的减排目标可以由企业采取缩减产出、能源替代以及退出高排放环节等方式实现^[1]。具体地,碳交易将排放约束转化为显性的价格信号,促使企业在既定配额约束下重新权衡棕色生产的成本与收益,并对试点相邻地区产生正向的减排溢出效应^[2]。

现有关于碳交易机制的研究多聚焦于其对碳排放负外部性的治理效应和绿色技术创新效应^[3-4],而对碳交易机制实施后衍生的绿色知识溢出正外部性缺乏分析。从现实发展需求来看,“双碳”目标的实现面临着减排成果难以规模化复制的突出瓶颈,企业自身减排与绿色技术突破能否降低全社会脱碳成本成为亟待验证的科学问题,绿色知识溢出效应的识别尤为重要。罗默(Romer)指出,高质量的新知识不仅能够促进企业自身产生排他性产品,还能促进其他企业的创新,即形成技术溢出^[5]。技术溢出是一项技术从最初的创造者逐步向其他主体传播与扩散的过程^[6],通常会通过被他人引用、被广泛推广或被实际应用等方式体现出来^[7]。在这个过程中,知识接收者无须支付或仅支付远低于知识价值的报酬^[8]。置于绿色转型语境下,绿色知识溢出具有更强的现实指向,其知识既包含可复现的显性知识,也包含依赖经验积累的隐性知识,容易通过专利公开与引用网络、示范学习等渠道扩散^[9]。绿色知识溢出能够在更大范围内降低边际减排成本、推动行业平均技术水平提升。因此,作为连接企业个体创新与行业整体转型的关键,绿色知识溢出对“双碳”目标能否如期达成有着重要影响。

深入研究碳交易机制对绿色知识溢出的影响,本质上是回应实现“双碳”目标的现实需求,同时也为完善中国碳排放权交易体系、提升碳市场效率提供理论支持^[4]。碳交易政策的最终目标不是让少数控排企业“看起来更绿”,而是推动更广泛的行业低碳转型。本文验证了碳交易机制的绿色知识溢出效应,该效应为

行业整体绿色转型以及全国统一碳市场建设提供了理论依据。

本文的边际贡献如下:

第一,突破了现有研究“重创新数量、轻创新质量与影响力”的局限,从溢出维度评估了碳交易政策的真实成效。既有文献多采用绿色专利申请量等数量指标评估政策效果且当前仍存在争议,单纯的数量增长可能源于企业为了迎合政策的策略性创新或漂绿行为^[10],难以体现技术进步的实质。本文创新性地选取绿色知识溢出作为核心被解释变量,从知识溢出的角度证实了碳交易机制不仅没有挤出创新,反而有效激励了具有高技术含量的绿色知识溢出,为澄清碳交易机制是否引致实质性创新的学术争议提供了更具说服力的经验证据。

第二,系统揭示了碳交易机制促进绿色知识溢出的传导机制,碳交易机制使控排企业形成更多可被外部企业利用的绿色技术成果,通过绿色责任建立和绿色治理传导机制促进绿色知识溢出。碳交易机制改变企业技术应对行为,并通过可观察的信息、供应链和合作研发载体,提高绿色技术成果被外部企业使用的概率。

第三,改进了碳排放权交易政策评估的识别策略,提升了因果推断的精准度。现有研究基本以2013年或2014年作为试点政策的统一起始点^[3-4],然而实际上由于不同试点地区及不同企业被纳入重点排放名单的时间存在明显差异,统一划线会导致严重的测量误差。本文通过手工整理全国碳交易历年的控排企业名录,精准界定每家企业实际受政策约束的年份来设定政策冲击变量,利用交叠双重差分模型(staggered difference-in-differences, staggered DID)消除时间错位带来的估计偏差,为后续碳交易政策的微观评估提供了更可靠的识别范式。

二、理论分析和研究假设

(一) 碳交易机制的绿色知识溢出效应分析

碳排放权交易市场是运用产权理论治理环境污染的典型实践^[11]。科斯定理强调,在产权界定清晰且交易成本足够低的条件下,市场主体可通过自愿交易实现资源的有效配置,从而以更低的社会成本达成既定目标^[12]。对应到碳排放权交易制度,其核心机制在于政府设定排放总量上限并将碳排放作为产权^[13],允许控排企业在总量约束下通过市场交易获得或出让配额^[4],使减排责任向边际减排成本更低的主体转移,进而实现整体低碳化技术转型。与其他类型的环境规制手段相似,碳交易机制之所以能够推动减排,本质在于它将企业环境污染的外部成本内部化,从而激励企业主动开展污染治理。在初始配额核定环节,政府依据基准线法测算企业碳排放水平,并按照低于企业实际生产排放需求的数量配置初始配额。在这一市场导向型环境政策实施后,碳排放不再是无偿使用的公共资源,而是通过碳市场被赋予明确的价格信号,企业若超出允许的排放范围,就须从碳排放权交易市场购买相应的排放配额。

在碳市场所构建的排放成本约束下,企业被激励推动绿色生产工艺升级,借助绿色技术创新降低单位产出的碳排放强度^[14-15]。碳交易机制的核心作用在于通过配额约束和市场交易,将碳排放的外部成本转化为企业可感知、可计量的经营成本。对于控排企业而言,碳成本约束不仅影响当期生产成本,也会进入资本预算、投资决策和治理监督过程,促使企业重新评估高碳生产方式的潜在风险与绿色技术投资的长期收益。在此背景下,绿色技术研发、低碳工艺改造和节能设备应用不再只是一般性的环保投入,而成为企业降低履约成本、缓释碳风险并提升长期竞争力的重要选择。由此,碳交易机制能够强化企业开展绿色技术创新和低碳转型的内在激励,推动企业在减排实践中积累新的绿色技术知识。

进一步地,根据知识溢出理论,知识本身具有不完全排他性与外部性特征^[16]。当控排企业与关联企业处在紧密的资金链、供应链和创新合作关系中时,碳交易所引致的绿色转型压力更容易从单个企业内部决策扩展为关联企业共同面对的治理议题。治理参与者在关注碳风险、绿色资产价值和长期合规成本的过程

中,可能将低碳治理要求嵌入到关联企业的投资决策和经营安排之中,促使其提高绿色技术投入和绿色创新响应,绿色技术知识因此被再利用。控排企业在低碳改造过程中形成新的技术需求,能够为关联企业提供更明确的绿色技术应用场景;关联企业在具备配套研发、设备供应或工艺改进能力时,可能在合作过程中吸收并再创新相关绿色知识。由此,碳交易机制一方面通过成本内化提高控排企业绿色技术创新的激励,另一方面通过资本治理和知识传播渠道形成超出个体企业的绿色知识外溢。

基于上述分析,本文提出假设1:碳交易机制的实施具有绿色知识溢出效应。

(二) 碳交易机制产生绿色溢出效应的传导路径

1. 建立绿色责任

本文认为,碳交易机制提高了企业管理层对绿色转型、减排责任与绿色创新价值的关注程度,强化了企业绿色责任建立。对于纳入碳交易约束的企业而言,碳成本不再只是外部政策压力,而会逐步转化为企业高层在经营决策中必须持续回应的核心议题^[17]。

当绿色责任嵌入董事会职责、高管激励、利益相关者沟通以及非财务信息计量与披露制度时,会由管理层的临时关注转化为稳定的组织安排,为绿色投入、信息积累和外部沟通提供持续的治理载体^[18]。高可持续发展企业更可能将可持续发展正式纳入董事会职责,使高管薪酬与可持续发展指标挂钩,并建立更完善的利益相关者沟通和非财务信息披露流程。

在碳交易实施后,碳价格与排放配额约束改变了企业污染排放与绿色投入之间的相对收益^[17],引导企业从被动合规转向主动承担绿色责任。所谓绿色责任建立,是指高管注意力被碳约束问题持续绑定,并在实际决策中体现其对排放瓶颈、技术备选与投入顺序的判断。绿色责任的建立会从三个方面提高绿色知识的可溢出性。首先,环境规制压力促使企业对外部环境诉求作出组织回应,将环境议题纳入企业战略与经营决策之中,从而形成更加稳定和持续的绿色创新投入。其次,投资者的持续关注能够促使管理层将气候问题视为需要正式回应的经营与治理议题^[19]。绿色知识由此获得了跨企业传播的信息渠道。最后,企业社会责任能够通过声誉、组织资本和创新能力等无形资源发挥作用,而这些无形资源本身也是知识积累与知识扩散的重要基础^[20]。在绿色责任建立后,企业会更加主动地与关联企业开展绿色技术合作,从而提高绿色知识的可传播性和可借鉴性。因此,碳排放权交易通过强化企业绿色责任,促使企业形成更加稳定的绿色创新投入、绿色信息沟通和绿色协同网络,进而推动绿色知识由企业内部向行业、股权网络和供应链方向溢出。

基于上述分析,本文提出假设2:碳交易机制通过绿色责任建立,促进绿色知识溢出。

2. 传导绿色治理

碳交易机制还可能通过绿色治理传导促进绿色知识溢出。绿色知识中的相当部分属于低碳流程与治理执行型知识,嵌入于企业的组织流程和管理制度之中,在缺乏治理载体的情况下难以被外部主体识别、传递和再利用。而在碳交易规则沿供应链执行后,控排企业将减排目标写入供应商准入、过程验收和交付协同要求,绿色治理便由企业内部控制延伸为交易条件。来自股东、客户和行业同伴的制度压力能够推动供应商提高碳信息透明度,控排企业的绿色治理要求可以沿上述关系进入供应商的排放核算、数据管理和信息披露流程^[21]。绿色治理的完善有助于企业形成稳定的绿色研发流程和供应链协同机制,从而降低绿色知识在企业间传递和再利用的成本,因为具有环境责任取向的客户企业同样会影响供应商绿色知识学习行为^[22]。企业绿色技术成果一旦通过绿色治理的传导被外部主体识别,就会被其他企业进一步学习、模仿和改进。在长期交易关系和重复博弈约束下,关联企业之间往往形成较为稳定的信息交流、技术协同与标准匹配机制,这为绿色知识的持续扩散提供了现实载体。因此,一家企业在绿色转型中形成的绿色技术,往往更容易沿着股权网络和供应链网络向外扩散。绿色知识在供应链网络中的传递与共享,使企业自身的绿色实践不再停留于内部改进,而更容易转化为可传播的技术和管理经验,进而带动关联企业学习和吸收,最终

产生碳交易机制对绿色知识溢出的促进效应。

基于上述分析,本文提出假设3:碳交易机制通过绿色治理传导,促进绿色知识溢出。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文以2008—2024年沪深A股上市公司为研究样本,识别企业进入碳排放权交易试点控排范围所受到的制度性冲击,实证考察受到碳市场约束后企业绿色知识外溢水平是否发生变化。在原始上市公司样本基础上对样本进行四项数据清理。首先,不纳入金融行业企业,并将行业属性与碳交易控排企业所在行业不一致的企业排除^①;其次,删除当年处于ST或*ST状态的企业;再次,去除试点政策实施之前尚未上市的企业;最后,对无法获得完整财务信息的企业予以剔除。完成样本清理后,最终形成17 994个企业-年度观测值。企业财务指标取自深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国经济金融数据库,构造绿色知识溢出指标所需的基础数据来自上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS);碳交易处理组依据历年纳入政策约束的企业名录逐年人工整理确定。为降低极端值对估计结果的影响,对连续变量按1%和99%分位进行缩尾处理。

(二) 模型设定

本文关注碳交易机制对绿色知识溢出的政策效应。鉴于碳交易试点具有准自然实验属性,本文采用双重差分法,通过比较处理组与控制组在政策实施前后的变化差异识别政策影响,在一定程度上缓解相关内生性问题。双重差分识别依赖处理组与控制组在政策前后变化幅度的相对比较,因此能够减弱政策因素与结果变量之间相互作用所造成的内生性干扰。对于本文所使用的面板数据,企业层面不随时间变化的不可观测特征还可以通过固定效应予以吸收,从而提高政策效应估计的可靠性^[23]。这一识别框架也已被较多碳排放权交易政策评估研究采用。参考胡珺等^[3]和齐绍洲等^[24]的研究,本文设定如下双重差分模型进行实证检验:

$$\ln Spill_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + X'_{it}\beta + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中, $\ln Spill_{it}$ 为*i*企业在*t*期的绿色技术溢出水平; DID_{it} 为政策虚拟变量,企业被纳入碳排放权交易政策的重点排放名单的年份及以后年份的 DID_{it} 取值为1,其余取值为0。 X'_{it} 为控制变量向量。模型同时吸收个体固定效应 γ_i 和时间固定效应 μ_t ,其余不可观测随机因素归入扰动项 ε_{it} 。实证检验的关注重点在于政策虚拟变量的回归系数 α_1 :当该系数显著大于0时,意味着企业受到碳排放权交易约束后,其绿色知识溢出水平相较于控制组出现提升。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为绿色知识溢出($\ln Spill_{it}$)。参考已有文献^[25-29],测度方式采用企业通过董事网络传递出的绿色知识:企业*i*在年份*t*的董事网络连接企业中,非控排企业所形成的绿色发明授权知识存量。该变量把董事网络视为企业间信息、经验和知识流动的组织通道,强调董事交叉任职可能带来的绿色技术知识扩散。若企业*i*与企业*j*在同一年至少共享一名董事,则两者构成董事网络连接;面板以企业-年份为单位,每一行表示一个中心企业在一个年度的网络环境;对每个企业-年份,展开其所有董事网络连接企业*j*,并保留*j*在同一年可匹配的绿色发明授权信息。在控排企业和非控排企业的限定上,若连接企业*j*在年份*t*出现在控排名单中,该企业不进入绿色知识董事网络溢出的计算集合。绿色知识以连接企业*j*的绿色发明

^① 以中国证监会《上市公司行业分类指引》(2012年版)二级行业代码为标准筛选。

授权数量表示。

若连接企业 j 在年份 t 没有绿色发明授权记录,则其对总项的贡献为 0。若企业 i 在年份 t 没有符合条件的非控排连接企业,则该企业-年份的绿色知识董事网络溢出变量为 0。

记 N_{it} 为企业 i 在年份 t 的一阶董事网络连接企业集合, N_{it}^{nonETS} 为其中非控排连接企业集合, n_{it}^{nonETS} 为该集合中的连接企业数量, $InvGrant_{jt}$ 为连接企业 j 在年份 t 的绿色发明授权数量。

当 $n_{it}^{\text{nonETS}} > 0$ 时,绿色知识溢出定义为:

$$Spill_{it} = \frac{\sum_{j \in N_{it}^{\text{nonETS}}} InvGrant_{jt}}{n_{it}^{\text{nonETS}}}$$

其中,分子反映企业 i 可通过董事网络接触到的非控排企业绿色发明授权总量,分母用于控制董事网络规模差异,使得绿色知识强度具有可比性。

2. 解释变量

本文的解释变量为政策虚拟变量 DID_{it} 。本文根据样本期内各年的控排企业名单,整理了受到政策冲击的所有企业信息。鉴于碳排放权交易试点中控排企业分批纳入的制度特征,本文采用渐进 DID 识别框架构造核心解释变量,将被纳入碳排放权交易试点的重点控排企业定义为处理组,当年还未被纳入控排名单以及一直不在控排范围内的企业作为控制组。对企业 i 而言,若其在年份 t 已被纳入重点排放名单,则在其被纳入当年及之后各年取值为 1,作为处理组;在其被纳入之前取值为 0,作为当年其他处理组的对照;未被纳入重点排放名单的企业在样本期内取值始终为 0,作为控制组。原因在于,碳交易试点的政策发布时点与实际执行时点并不完全一致。国家发展改革委虽然于 2011 年印发《碳排放权交易试点工作通知》,从制度层面开启试点工作,但各地区真正进入政策落地阶段主要集中于 2013 年下半年至 2014 年。在此之后,由于企业排放量每年的变化和评定标准的调整,每年都会有企业被纳入重点排放名单中,这些企业需把每年排放当量控制在自己持有的碳配额以内。

已有文献中,学者普遍选取政策实施年份即 2013 年或 2014 年为基准设定传统固定时点双重差分模型^[4]。然而,这一做法某种程度上忽视了各试点企业实际被纳入重点排放名单的时间并不统一,每一批企业纳入名单的年份存在差异。若统一以某一年份作为政策冲击的起始点,将导致后续年份才被纳入名单的部分企业当前未受到碳配额的排放约束,即未实际受到政策影响,但政策虚拟变量被赋值为 1,从而引入测量误差,影响政策效果的准确识别。故本文以企业首次进入重点排放名单的年度作为其政策实施起点,自该年度开始及后续时期,政策虚拟变量 DID_{it} 记为 1;政策实施以前的各期均记为 0。经上述处理后,最终得到处理组样本 1 991 个观测值和控制组样本 16 003 个观测值。

3. 控制变量

为尽可能排除企业自身特征对绿色知识溢出的干扰,模型控制了涵盖企业规模、人力资本、存续时间、企业估值、政府支持、现金流状况、资本结构、资产配置、成长性和研发的控制变量。具体而言,企业规模($\ln Size$)取期末总资产的自然对数;人力资本($\ln Staff$)取员工总数的自然对数;存续时间($\ln Age$)按照企业成立至当年的存续年限取自然对数;企业估值($TobitQ$)由企业价值与重置成本的比值刻画;政府支持($\ln Subsidy$)为政府补助金额的自然对数;经营现金流状况(Ocf)为经营现金流量与总资产之比;流动性($Cash$)定义为货币资金与交易性金融资产合计占总资产的比重;资本结构($Leverage$)采用总负债与总资产之比计算;以固定资产净额占总资产的比例衡量资产配置(Fix);以营业收入增长率刻画成长性($Growth$);以当期研发费用的自然对数度量研发($\ln Rd$)。

(四) 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。其中,绿色知识溢出的标准差为 7.081 0,而且最大值与 50 分

位值差距均较大,说明在样本区间内绿色知识溢出水平存在较大差异。其余变量的描述性统计结果与现有文献基本一致。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量类型	变量	观测值	均值	标准差	最小值	50 分位数	最大值
被解释变量	<i>Spill</i>	17 994	3. 187 2	7. 081 0	0. 000 0	0. 333 3	45. 500 0
解释变量	<i>DID</i>	17 994	0. 063 7	0. 244 3	0	0	1
控制变量	<i>Age</i>	17 994	20. 757 8	6. 184 6	5	21	37
	<i>Size</i>	17 994	1. 956 6×10 ¹⁰	4. 251 0×10 ¹⁰	4. 032 4×10 ⁸	6. 258 5×10 ⁹	2. 942 5×10 ¹¹
	<i>Staff</i>	17 994	6 798. 4	1. 145 1×10 ⁴	89	2 995	75 619
	<i>Leverage</i>	17 994	0. 461 7	0. 193 6	0. 053 4	0. 461 2	0. 920 6
	<i>TobitQ</i>	17 994	1. 898 4	1. 136 5	0. 824 7	1. 541 0	8. 137 0
	<i>Fix</i>	17 994	0. 215 2	0. 152 9	0. 001 8	0. 182 3	0. 700 6
	<i>Cash</i>	17 994	0. 046 1	0. 063 0	-0. 164 2	0. 043 5	0. 242 5
	<i>Growth</i>	17 994	0. 130 7	0. 366 4	-0. 595 5	0. 079 7	2. 499 2
	<i>Subsidy</i>	17 994	7. 088 4×10 ⁷	1. 365 4×10 ⁸	0. 000 0	2. 368 6×10 ⁷	7. 862 2×10 ⁸
	<i>Ocf</i>	17 994	0. 039 6	0. 032 4	0. 003 1	0. 030 7	0. 199 8
	<i>Rd</i>	17 994	3. 715 3×10 ⁴	1. 292 4×10 ⁵	0. 000 0	1. 025 6×10 ⁴	5. 416 1×10 ⁶

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 3 报告了碳排放权交易试点政策对企业绿色知识溢出影响的回归结果。列(1)在控制企业层面特征变量后,解释变量的回归系数为 0. 304 1,且在 1%水平下显著;列(2)进一步控制个体固定效应和年份固定效应后,回归系数为 0. 355 8,仍在 1%水平下显著,说明在控制企业不随时间变化的个体差异和共同年份冲击后,碳交易机制仍然促进了绿色知识溢出。由于被解释变量为绿色知识溢出的对数形式,列(2)的估计结果表明,相对于控制组企业,碳交易机制实施后,处理组企业的绿色知识溢出水平平均提高 0. 355 8 个对数点,约相当于提高 42. 73%^①。这说明碳交易机制具有较为明显的经济影响。碳排放权交易实施后,排放不再是企业可以无成本使用的公共资源。控排企业若排放超过配额,就需要承担购买配额等履约成本,由此高碳生产的成本压力更加明显,绿色低碳技术积累的经济价值相应上升。企业在应对碳约束过程中形成的绿色技术经验,能够通过董事任职网络被关联企业参考并用于后续创新,进而表现为绿色知识溢出的增加。

① (e^{0. 355 8}-1) * 100%= 42. 73%。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>DID</i>	0.304 1*** (5.073 9)	0.355 8*** (4.258 9)
<i>lnAge</i>	0.271 8*** (6.597 5)	-0.706 2*** (-3.010 2)
<i>lnSize</i>	0.169 5*** (9.051 9)	0.115 2*** (3.038 7)
<i>lnStaff</i>	-0.058 9*** (-3.315 0)	-0.000 9 (-0.027 4)
<i>Leverage</i>	0.015 2 (0.212 1)	-0.094 6 (-0.935 9)
<i>TobitQ</i>	0.025 8** (2.436 3)	0.020 5* (1.740 4)
<i>Fix</i>	0.087 2 (1.011 4)	0.179 2 (1.228 7)
<i>Cash</i>	0.089 2 (0.558 7)	0.148 7 (0.986 0)
<i>Growth</i>	-0.027 0 (-1.357 5)	0.012 2 (0.640 9)
<i>lnSubsidy</i>	0.014 2** (2.397 7)	0.004 6 (0.839 4)
<i>Ocf</i>	0.096 8 (0.314 5)	0.101 8 (0.319 6)
<i>lnRd</i>	0.037 3*** (3.886 1)	0.015 4 (0.978 7)
常数项	-4.112 9*** (-13.283 6)	0.012 7 (0.013 3)
个体固定效应	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制
观测值	17 994	17 949
<i>R</i> ²	0.067 6	0.304 8

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著,括号内为 *t* 值,后表同。

(二) 平行趋势假设评估

双重差分模型有效的一个潜在假定是,控排企业与非控排企业在进入碳市场之前的绿色知识溢出趋势不存在系统性差异,或者即使存在差异,差异也是固定的。这意味着试点企业与非试点企业的绿色技术创新需要具备平行变化的趋势,否则得到的结论是有偏的。为了表明准自然实验模型满足平行趋势假设,本文设定如下计量模型:

$$\ln Spill_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=-4, k \neq -1}^4 \theta_k DID_{it}^k + X'_{it} \beta + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中, DID_{it}^k 为事件时间的虚拟变量,用以刻画处理组企业 *i* 在年份 *t* 相对于其政策发生年份的第 *k* 期。设 g_i 表示企业 *i* 首次被引入控排名单的年份(政策发生年份),则当属于处理组且当 $k = t - g_i$ 时, $DID_{it}^k = 1$, 其余情况则为 0。由于将冲击前一期作为基准期,本文将事件窗口设定为 $k \in [-4, 4]$, 其中 *k* 不取 1。其他变量的设定和主模型一致。将数据代入模型(2)进行分析,核心解释变量的回归系数 θ_k 如图 1 所示:以政策实施前一年为基准年,政策实施前四年解释变量的回归系数与 0 无明显差异,说明处理组和控制组企业绿色创新未有明显差异。而从被纳入控排企业名单开始,碳排放权交易试点政策对绿色知识溢出影响的回归系数为正且显著。这说明了在碳排放权交易试点实施前,控排企业与非控排企业在基准期不存在明显的差异;而在碳交易机制实施之后的年份,绿色知识的溢出效应明显。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

尽管基准估计结果表明碳排放权交易试点政策能够提升绿色知识溢出,但仍需进一步判断这一统计关系是否可能由

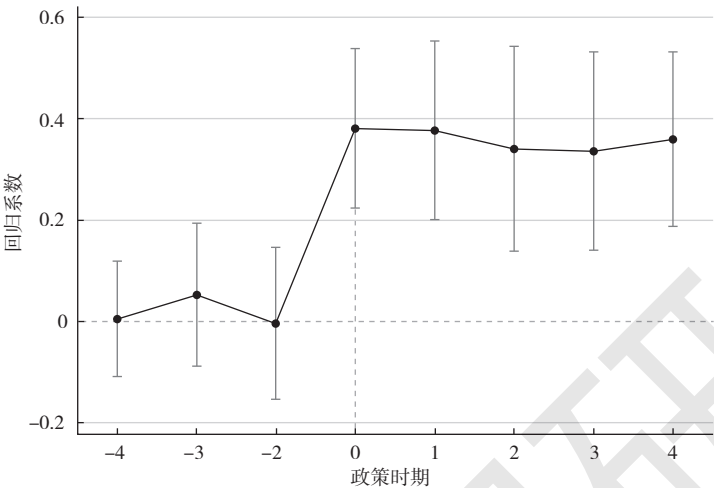


图 1 平行趋势假设评估结果

样本中的随机扰动或模型未能观测到的因素所驱动。若政策变量所识别出的效应实际上来自遗漏变量或其他偶然因素,则回归结果可能存在一定偏误,从而削弱研究结论的可信度。

基于此,本文借鉴刘瑞明等^[30]的研究思路,通过随机化处理组的方式实施安慰剂检验。具体而言,在保持原有试点设定基本特征的基础上,对处理组进行无放回随机抽取,并据此重新构造政策虚拟变量,重复完成 500 次回归。随后汇总各次随机回归中解释变量的回归系数,形成虚拟政策效应的经验分布,并将其与表 3 所得真实政策估计值进行比较。由图 2 可以发现,实际回归得到的解释变量的回归系数处于随机分组所形成系数分布的尾部区域,说明随机赋予试点身份通常难以获得与基准回归相近的政策效应。由此可以判断,本文所识别的绿色知识溢出效应并非主要由随机因素所致,安慰剂检验结果进一步支持了基准结论的可靠性。

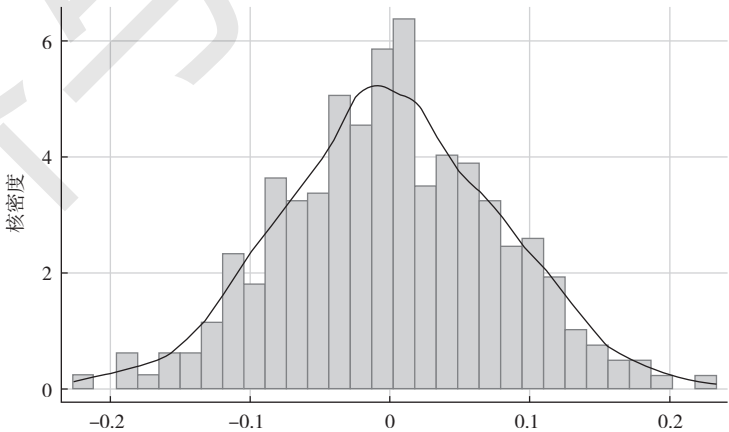


图 2 安慰剂检验结果

2. 替换被解释变量

本文参照荣昭等 (Rong et al.)^[31]、时省和张亚^[32]的做法,选取企业的绿色专利的引用数量替换被解释变量。专利引用量是指企业在一个年度内授权的绿色专利被后续所有专利所引用的累计次数。该变量既能够反映绿色技术成果的知识溢出性和技术影响力,还可识别出哪些绿色技术具有更高的技术关联

性与后续发展潜力,在一定程度上减少了单纯追求专利数量而带来的噪声,从而更能体现绿色知识溢出的真实水平。具体地,使用企业当年的绿色专利在当年及后续年份被引用次数的自然对数刻画绿色知识溢出。

接着,本文参考专利引用衡量知识流动和技术溢出的经典研究,将被解释变量替换为剔除自引后的绿色专利引用数量。专利自引可能更多反映企业内部知识延续,而绿色技术溢出更强调知识的再利用,因此剔除自引有助于更严格地刻画绿色知识溢出。表4回归结果显示,列(1)和列(2)中解释变量的回归系数分别在5%和10%水平下显著为正。

3. 排除相关政策干扰

创新型城市试点是中国实施创新驱动发展战略的重要政策安排,已有研究将国家创新型城市试点作为准自然实验,采用多时点双重差分模型考察其政策效应,并发现该政策能够通过风险投资集聚、人才集聚、技术集聚和政策集聚等渠道影响城市创新创业活动^[33]。这意味着,若碳排放权交易试点地区与创新型城市试点地区在空间或时间上存在重叠,基准回归结果可能混入创新型城市建设带来的创新资源配置和技术扩散效应。为此,借鉴既有文献^[34]的处理思路,本文剔除了创新型城市试点政策生效的城市-年份观测值,并在剩余样本中重新估计基准模型。表4列(3)的回归结果显示,解释变量的回归系数为0.4122,且在1%水平下显著为正,说明在排除创新型城市试点政策干扰后,碳交易机制仍促进企业绿色技术溢出,本文基准结论具有较好的稳健性。

2012年,原中国银行业监督管理委员会发布《绿色信贷指引》,要求银行业金融机构强化环境与社会风险约束,对环境表现不符合相关要求的企业融资活动予以限制;2014年出台的《绿色信贷实施情况关键评价指标》又进一步细化了绿色信贷的评价和执行标准。已有文献表明,绿色信贷能够对企业绿色创新产生影响^[35-36]。因此,如果不对这一同期制度冲击加以处理,碳交易试点政策的回归系数可能同时包含部分绿色信贷政策效应。为降低上述政策叠加造成的识别干扰,本文依据王馨和王营^[35]的划分方法,对样本进行进一步筛选。根据《绿色信贷实施情况关键评价指标》关于绿色信贷限制行业的界定,将环境和社会风险评级为A类的相关行业视为重污染行业,其在《上市公司行业分类指引》(2012版)中对应的行业代码包括B06、B07、B08、B09、B10、B12和E48。本文据此剔除上述七类行业中的企业,并使用调整后的样本重新估计基准模型。表4报告了相应结果。可以看到,在排除绿色信贷政策可能形成的同期影响之后,解释变量的回归系数依然为正,并通过1%水平的显著性检验。由此说明,碳排放权交易试点对绿色知识溢出的促进效应并不依赖于绿色信贷政策冲击,基准回归结论具有较好的稳健性。在表4列(4)和列(5)中,本文分别控制绿色信贷政策和环保法庭政策的潜在影响,避免绿色金融政策和环境司法政策共同影响企业绿色技术溢出。回归结果显示,解释变量的回归系数均在1%水平下显著为正,说明碳交易机制对企业绿色技术溢出的促进作用并非由绿色信贷政策或环保法庭政策驱动。考虑到碳排放权交易试点分批实施,且政策效应可能随处理批次和实施时间变化,本文在表4列(6)中进一步采用CS DID法进行检验。结果显示聚合处理效应显著为正,在说明允许处理效应存在批次和时间异质性后,碳交易机制仍能够促进企业绿色知识溢出,基准回归结论依然稳健。

表4 稳健性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.1514** (2.2610)	0.1228* (1.8498)	0.4122*** (2.6514)	0.3512*** (4.1437)	0.5609*** (4.6047)	0.3288*** (3.0609)
常数项	-5.0653*** (-5.4932)	-5.1480*** (-5.6601)	1.0148 (0.6122)	0.3697 (0.3748)	0.9300 (0.7392)	

表4(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	未控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	未控制
观测值	17 949	17 949	4 252	16 655	8 796	17 513
R ²	0.796 2	0.786 9	0.343 2	0.302 2	0.332 7	

注:列(1)—列(6)分别使用专利引用次数替换被解释变量、剔除自引替换被解释变量、排除创新试点城市政策干扰、排除绿色信贷政策干扰、排除环保法庭干扰和考虑异质性处理效应。

(四) 机制检验

前文已表明,碳交易机制能够促进企业绿色知识溢出。为进一步识别其作用路径,本文从企业绿色责任建立与绿色治理传导两个方面进行机制检验,设定以下计量模型:

$$Mec_{ij} = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} DID_{it} + X'_{ij} \beta + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

模型(3)中, Mec_{ij} 为 i 企业在 t 期的第 j 个机制变量,包括绿色责任建立和绿色治理传导。企业绿色责任建立采用企业高管绿色问答回答次数的自然对数衡量,用以刻画管理层对绿色转型、节能减排和绿色创新等议题的关注与回应强度;企业绿色治理传导参照何晓萍等^[37]的做法,以企业年报“管理层讨论与分析”部分中绿色供应链管理、绿色生产制造、循环与排放管理、绿色物流与运输、能源与资源利用五个维度共 113 个关键词的词频对数衡量。其他变量和基准回归模型一致。

表 5 报告了碳交易机制对上述机制变量的影响。列(1)中,解释变量的回归系数为 0.243 0,且在 1%水平下显著,表明碳交易机制实施提升了企业管理层围绕绿色议题进行外部回应和信息披露的频率,强化了企业绿色责任建立。列(2)中,解释变量的回归系数为 0.019 9,并在 5%水平下显著,说明碳交易机制还推动了企业在绿色供应链管理、绿色生产制造、循环与排放管理、绿色物流与运输以及能源资源利用等经营环节,形成了更为系统的绿色治理安排。

表 5 机制检验回归结果

变量	(1)	(2)
DID	0.243 0*** (3.064 2)	0.019 9** (2.127 5)
常数项	-1.184 9 (-1.002 0)	-0.155 2 (-1.315 1)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	11 531	17 274
R ²	0.540 7	0.706 0

注:列(1)和列(2)机制变量分别为绿色责任建立与绿色治理传导。

上述实证结果说明,碳交易机制除了提升企业外部减排压力,还会促使企业将碳约束内化为管理层绿色认知、责任建立和治理协同。一方面,绿色责任建立增强了企业识别、披露和传播绿色技术信息的意愿,使企业内部形成的绿色经验更容易被外部观察和再利用;另一方面,绿色治理传导使绿色实践嵌入网络,提升了绿色知识在股权网络企业之间流动和再利用的可能性。结合前文基准回归结果,表 5 的实证结果验证了假设 2 和假设 3。

(五) 交互效应分析

本文选取稳健性检验中的替换被解释变量测度方式,以企业的绿色专利的引

用数量作为被解释变量,进一步分析影响绿色知识溢出效应的其他因素。碳交易机制会促使企业在清洁生产、绿色工艺改进上形成实践成果,但绿色技术通常具有较强的专业性,能否进一步转化为绿色知识溢出,取决于外部主体是否能够顺畅接触、理解并再利用相关知识。开放合作能够为企业与外部创新主体之间建立稳定的知识交流渠道,降低识别先进绿色实践的学习成本。因此,碳交易机制可能通过协同创新和示范学习渠道放大绿色知识溢出效应。

本文分别选取联合发明专利授权数(*Joint*)和产学研合作专利申请数(*IUR*)衡量开放合作程度,以其作为交互变量引入基准模型进行交互效应分析。联合专利数量越多,说明企业越倾向于与其他创新主体共同开展研发活动,其绿色技术、减排经验和研发成果越可能在合作过程中外溢;产学研合作专利数量越多,意味着企业现实减排需求能够与高校和科研机构的知识创造能力形成更紧密耦合。

表6报告了开放合作的交互效应分析回归结果。列(1)以联合专利作为开放合作变量,交互项的回归系数在1%水平下显著为正。列(2)以产学研合作专利作为开放合作变量,交互项的回归系数为0.0101,并在5%水平下显著,这一实证结果说明开放合作程度越高,碳交易机制促进企业绿色知识溢出的作用越强。当企业具有较强的外部合作和知识共享意愿时,碳交易带来的减排压力与绿色创新激励才更容易降低知识传递中的信息壁垒和吸收成本,增强关联方对绿色技术的再创新能力,强化碳排放权交易的绿色知识溢出效应。

表6 开放合作的交互效应分析回归结果

变量	(1)	(2)
<i>DID</i>	0.1168* (1.9138)	0.1279* (1.8753)
<i>DID × Joint</i>	0.0009*** (2.7075)	
<i>DID × IUR</i>		0.0101** (2.0623)
<i>Joint</i>	0.0004** (2.0756)	
<i>IUR</i>		-0.0002** (-2.2596)
常数项	-5.1273*** (-5.5770)	-5.0698*** (-5.5005)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	17627	17949
<i>R</i> ²	0.8046	0.7963

注:列(1)和列(2)分别分析联合专利和产学研专利的交互效应。

(六) 异质性分析

本部分对不同特征的企业进行异质性分析。从成本转嫁能力角度看,碳排放权交易带来的合规成本会改变企业的行为选择。若企业能够较容易地通过提价、压低采购价格或依赖单一客户将碳成本向消费者或上下游转嫁,其通过绿色研发和知识扩散消化政策冲击的动力可能较弱。而当产品市场竞争程度高和企业议价能力高时,企业更可能通过绿色技术改进、管理经验共享和外部协作来应对碳约束,从而形成更强的绿色知识溢出。

本文从行业竞争程度和企业议价能力两个维度刻画成本转嫁能力。参考宋清和刘奕惠的研究^[38],以赫芬达尔指数*HHI*来衡量行业竞争程度^①,*HHI*值越低,行业竞争程度越高;参考已有文献^[39-40],以企业供应商和客户集中程度均值在行业中的水平衡量企业对供应商和客户的议价能力。*HHI*值越低表明行业竞争越激烈、成本转嫁能力越弱;企业议价能力以供应商与客户集中度相对行业均值的高低刻画,当企业供应商和客户集中度高于

① 赫芬达尔指数根据中国证监会颁布的《上市公司行业分类指引(2012年版修订)》,以行业二级分类代码为基础计算得到。

行业均值时,其对主要上下游主体的依赖程度更高,议价能力相对较弱。基于基准模型进行分组回归后,表7前两列回归结果显示,解释变量在竞争程度高组的回归系数为0.4668,且在1%水平下显著。该结果表明,在产品市场竞争程度更高的情形下,碳交易机制对绿色知识溢出的促进作用更强。后两列回归结果显示,解释变量在议价能力高组的回归系数为0.4864,且在1%水平下显著。该结果表明,在企业议价能力更高的情形下,碳交易机制对绿色知识溢出的促进作用更强。

表7 企业异质性回归结果

变量	竞争程度		议价能力	
	高	低	低	高
<i>DID</i>	0.4668*** (3.8977)	0.0699 (0.6070)	0.1369 (1.2719)	0.4864*** (3.9518)
常数项	-0.7998 (-0.5000)	0.2824 (0.2287)	-0.3120 (-0.2189)	0.6486 (0.4491)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	9561	8053	8182	8141
<i>R</i> ²	0.3718	0.3427	0.3137	0.3037

另外,考虑到不同地区在碳排放权交易的市场化程度、化石能源产业结构、创新资源禀赋方面存在差异,本文进一步按照长三角、珠三角和其他地区进行分组回归。表8结果显示,解释变量在长三角地区组的回归系数为0.2237,未通过显著性检验;在珠三角地区和其他地区的回归系数分别为0.4780和0.3532,均在1%水平下显著,这表明碳排放权交易对绿色知识溢出的促进效应具有明显的区域差异。可能的原因是,珠三角地区的碳排放权交易的市场化程度高于长三角地区,碳交易机制的倒逼和激励作用更强,更容易推动绿色知识扩散;其他地区则可能因化石能源产业结构占比高,碳交易政策约束带来的边际改进空间更大。

表8 区域异质性分析回归结果

变量	长三角	珠三角	其他地区
<i>DID</i>	0.2237 (1.1501)	0.4780*** (3.3175)	0.3532*** (3.1092)
常数项	-0.0035 (-0.0020)	0.5250 (0.2414)	-0.5997 (-0.4216)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	5849	2526	9563
<i>R</i> ²	0.2760	0.3497	0.3148

六、结论与建议

碳排放权交易市场是运用产权理论实现“双碳”目标的典型实践。本文以2008—2024年沪深A股上市公司为研究样本,运用交叠双重差分法实证检验碳交易机制对绿色知识溢出的促进作用,并通过安慰剂检验、一系列稳健性检验,验证了实证结果的稳健性。研究结果显示,碳交易机制的实施提升了企业绿色知识溢出水平。机制分析表明,一方面,碳交易推动绿色责任建立,使企业管理层更加关注碳风险、绿色转型和长期合规成本,增强了企业对绿色议题的回应和信息传递,从而提高绿色知识的可见性与外部可吸收性;另一方面,碳交易推动绿色治理传导,将绿色要求嵌入采购、生产、物流、能源利用和排放治理等经营环节,强化供应链绿色协同,为绿色知识溢出提供了现实渠道。异质性分析结果显示,当产品市场竞争程度更高、企业议价能力更高使得成本转嫁空间更大时,碳交易对绿色知识溢出的促进作用更强,符合成本转嫁受限倒逼绿色技术响应的逻辑。总体来看,本文从绿色知识流动视角补充了碳排放权交易政策效应的研究。

基于研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,市场激励型环境规制的优点在于可以通过市场价格引导机制,激励企业绿色发展和低碳转型,实现经济发展和环境保护的“双赢”,使碳价格更充分地反映企业排放行为的真实环境成本,引导企业从形式化创新转向具有真实减排贡献和外部溢出价值的绿色技术创新。

第二,以健全的法治体系为坚实基础、以清晰稳定的碳市场信号为核心导向、并辅之以精准有效的研发激励政策和严格公平的执法监管措施的综合性政策组合,正在中国全方位推动社会经济的绿色升级进程。要重点治理垄断企业滥用市场支配地位实施成本转嫁等破坏竞争秩序的行为。通过规范企业的市场行为,确保碳市场能够公平、公正、高效地运行,充分发挥其在推动企业低碳转型、实现经济社会绿色可持续发展中的积极作用。

第三,加强对高排放行业市场竞争秩序的监管,防止具有较强市场势力的企业通过不合理定价、压低供应商价格或转嫁履约成本等方式弱化碳交易政策效果。同时,也应关注中小企业在绿色转型中的资金约束和技术吸收能力,通过绿色信贷、供应链金融和公共技术服务降低其低碳改造成本,避免碳成本在产业链内部不合理分担。

参考文献:

- [1] 许文立,孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型:来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(7):133-155.
- [2] 李荣华,杜昊. “双碳”目标下碳排放权交易试点的减排效应与区域差异[J]. 经济与管理研究,2023,44(11):25-44.
- [3] 胡珺,黄楠,沈洪涛. 市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗?:基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 金融研究,2020(1):171-189.
- [4] 胡珺,方祺,龙文滨. 碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率:基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J]. 经济研究,2023,58(4):77-94.
- [5] Romer P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of Political Economy,1986,94(5):1002-1037.
- [6] Agarwal R,Audretsch D,Sarkar M. Knowledge spillovers and strategic entrepreneurship[J]. Strategic Entrepreneurship Journal,2010,4(4):271-283.
- [7] Rogers E M,Singhal A,Quinlan M M. Diffusion of innovations[M]//Stacks D W,Salwen M B. An integrated approach to communication theory and research. 2nd ed. New York:Routledge,2009:418-434.
- [8] Caniels M C J. Knowledge spillovers and economic growth:regional growth differentials across Europe[M]. Aldershot,NH:Edward Elgar,2000.
- [9] 曹霞,张路蓬. 企业绿色技术创新扩散的演化博弈分析[J]. 中国人口·资源与环境,2015,25(7):68-76.
- [10] 周云波,段懿恒,黄杏子. 环境规制下企业绿色技术创新行为研究:实质性抑或策略性? [J]. 经济与管理研究,2025,46(1):124-144.
- [11] 涂正革,谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. 经济研究,2015,50(7):160-173.
- [12] Coase R H. The problem of social cost[J]. The Journal of Law & Economics,1960,3:1-44.

- [13] 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、配额分配方法与企业绿色创新[J]. 中国人口·资源与环境,2021,31(1):37-47.
- [14] 沈洪涛,黄楠. 碳排放权交易机制能提高企业价值吗[J]. 财贸经济,2019,40(1):144-161.
- [15] 耿文欣,范英. 碳交易政策是否促进了能源强度的下降?:基于湖北试点碳市场的实证[J]. 中国人口·资源与环境,2021,31(9):104-113.
- [16] Jaffe A B. Technological opportunity and spillovers of R&D:evidence from firms' patents, profits, and market value[J]. American Economic Review,1986,76(5):984-1001.
- [17] Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995,9(4):97-118.
- [18] Eccles R G, Ioannou I, Serafeim G. The impact of corporate sustainability on organizational processes and performance[J]. Management Science, 2014,60(11):2835-2857.
- [19] Flammer C, Toffel M W, Viswanathan K. Shareholder activism and firms' voluntary disclosure of climate change risks[J]. Strategic Management Journal,2021,42(10):1850-1879.
- [20] Surroca J, Tribó J A, Waddock S. Corporate responsibility and financial performance:the role of intangible resources[J]. Strategic Management Journal,2010,31(5):463-490.
- [21] 王红建,张高昂,吴涛,等. 客户环境关注、压力传导与供应商企业绿色创新[J]. 经济研究,2026,61(1):72-94.
- [22] Porteous A H, Rammohan S V, Lee H L. Carrots or sticks?:Improving social and environmental compliance at suppliers through incentives and penalties[J]. Production and Operations Management,2015,24(9):1402-1413.
- [23] Cabel R, Dechezleprêtre A. Environmental policy and directed technological change:evidence from the European carbon market[J]. The Review of Economics and Statistics,2016,98(1):173-191.
- [24] 齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?:基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究,2018,53(12):129-143.
- [25] Jaffe A B, Trajtenberg M, Henderson R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations[J]. The Quarterly Journal of Economics,1993,108(3):577-598.
- [26] Cabezón F, Hoberg G. Leaky director networks and innovation herding[J]. The Review of Financial Studies,2026,39(1):158-197.
- [27] Hernández-Lara A B, Gonzales-Bustos J P. The impact of interlocking directorates on innovation:the effects of business and social ties[J]. Management Decision,2018,57(10):2799-2815.
- [28] 王营,张光利. 董事网络和企业创新:引资与引智[J]. 金融研究,2018(6):189-206.
- [29] Zacchia P. Knowledge spillovers through networks of scientists[J]. The Review of Economic Studies,2020,87(4):1989-2018.
- [30] 刘瑞明,毛宇,亢延磊. 制度松绑、市场活力激发与旅游经济发展:来自中国文化体制改革的证据[J]. 经济研究,2020,55(1):115-131.
- [31] Rong Z, Wu X K, Boeing P. The effect of institutional ownership on firm innovation:evidence from Chinese listed firms[J]. Research Policy,2017,46(9):1533-1551.
- [32] 时省,张亚. 绿色金融政策对绿色技术创新的影响及机制研究:基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J]. 管理评论,2024,36(1):107-118.
- [33] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度:来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济,2022(6):61-78.
- [34] 刘乃全,邓敏,曹希广. 城市的电商化转型推动了绿色高质量发展吗?:基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验[J]. 财经研究,2021,47(4):49-63.
- [35] 王馨,王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界,2021,37(6):173-188.
- [36] 杨柳勇,张泽野. 绿色信贷政策对企业绿色创新的影响[J]. 科学学研究,2022,40(2):345-356.
- [37] 何晓萍,陈嘉慧,余育炫. 绿色转型与劳动力再配置:来自供应链企业的微观证据[J]. 中国工业经济,2025(10):117-135.
- [38] 宋清,刘奕惠. 市场竞争程度、研发投入和中小科技企业创新产出:基于风险投资调节的条件过程分析[J]. 中国软科学,2021(10):182-192.
- [39] Clarkson P M, Li Y, Pinnuck M, et al. The valuation relevance of greenhouse gas emissions under the European Union Carbon Emissions Trading Scheme[J]. European Accounting Review,2015,24(3):551-580.
- [40] 乔睿蕾,陈良华. 税负转嫁能力对“营改增”政策效应的影响:基于现金—现金流敏感性视角的检验[J]. 中国工业经济,2017(6):117-135.

Green Knowledge Spillover Effects of Carbon Emissions Trading Mechanisms

ZHANG Lingxiao¹, LUO Qi¹, ZHU Yantong²

(1. Wuhan University, Wuhan 430072;

2. Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073)

Abstract: China's emissions trading scheme (ETS) is a key tool in the green and low-carbon transition. By defining emission rights, capping quotas, and pricing carbon, the ETS turns emissions into a firm cost. Prior work shows effects on emission cuts, energy restructuring, and green innovation. Yet its wider value depends on whether green technology, managerial experience, and low-carbon practices formed by regulated firms can be learned and reused by other firms. Therefore, this paper investigates whether the ETS promotes green knowledge spillovers, the transmission channels involved, and the boundary conditions.

Using data from A-share listed firms in China from 2008 to 2024, this paper employs the staggered difference-in-differences (DID) method and finds that carbon emissions trading can promote green knowledge spillovers. Mechanism analysis identifies two channels: the establishment of green responsibility and the transmission of green governance. Heterogeneity tests show that the effect is more pronounced in industries with high market competition, in firms with strong bargaining power, and in firms located outside the Yangtze River Delta.

The marginal contributions are threefold. First, this paper constructs a green knowledge spillover indicator based on the stock of green invention authorizations for non-regulated firms connected through board networks to evaluate the construction of a unified carbon market. It captures a direct organizational channel through which green knowledge may be observed and reused. Second, this paper clarifies the transmission from carbon constraints to green knowledge spillovers. As carbon emissions trading increases firms' responses to green issues and integrates low-carbon requirements into routine governance arrangements, the positive effect is achieved not only by increasing managerial responses to green issues and strengthening firms' green responsibility, but also by leading firms to pay more attention to green governance in production and supply chain-related activities. Third, this paper improves the measurement of policy exposure. It manually collects annual lists of regulated firms and uses a staggered DID framework to match policy treatment with the year in which each firm became subject to carbon market regulation.

The findings provide several policy implications. First, the carbon market should maintain a stable and credible constraint on covered firms, so that carbon costs can be integrated into firms' long-term investment decisions rather than remain a short-term compliance pressure. Second, policy design should pay attention to whether firms achieve the quota target and whether they generate green technologies and governance experience. Third, regulators should be alert to the possibility that firms with strong market power may respond to carbon costs mainly through price adjustment. If cost pass-through substitutes for technological responses, the positive externalities of the carbon market will also be weakened.

Keywords: green and low-carbon transition; carbon emissions trading mechanism; green knowledge spillover; green responsibility; green governance; unified national carbon market

编校:周 斌;董启琛