DOI: 10.16538/j.cnki.jsufe.2026.02.004

绿色结构性货币政策对企业能源技术创新的影响:“强效递增”抑或“适配致效”?

解其昌, 梁慧琴
(山东工商学院 金融学院, 山东 烟台 264005)

摘 要: 绿色结构性货币政策的目标在于助力煤炭清洁利用与低碳环保项目落地,但其在能源转型进程中的实际成效,尤其是对企业能源技术创新的驱动效应尚未明晰。文章以2015—2023年沪深A股上市公司为样本,检验绿色结构性货币政策对企业能源技术创新的作用效果与影响机制,并探究该政策效应的异质性特征。研究发现,绿色结构性货币政策的推行可显著促进企业能源技术创新;该政策通过提升研发投入、降低债务融资成本以及缓解融资约束三条路径发挥作用,创新资本集聚效应、资金成本杠杆效应以及融资约束缓解效应凸显。此外,该政策的实施效能呈现“适配致效”特征,其在微观层面体现为国有、大规模且有绿色机构投资者参与的企业与政策导向契合度更高,政策红利更易释放;在中宏观层面则表现为政策对中西部地区、高污染行业以及低碳试点城市的企业能源技术创新促进作用更强,体现出与外部情境的精准适配。文章明确了绿色结构性货币政策驱动企业能源技术创新的作用逻辑与适配规律,为优化政策工具设计、提升能源转型效能提供理论支撑与实践依据。

关键词: 绿色结构性货币政策;能源技术创新;企业研发投入;债务融资成本;融资约束
中图分类号: F832.4;F273.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2026)02-0047-15

一、引 言

党的二十大报告明确提出要“深入推进能源革命”,强调通过技术、体制和国际合作推动能源体系变革。为助力能源技术创新领域的发展,2021年11月中国人民银行创新性地推出了碳减排支持工具和支持煤炭清洁高效利用专项再贷款两项绿色结构性货币政策工具,对符合条件的商业银行贷款本金提供再贷款支持。截至2024年末,中国人民银行货币政策司课题组调查得出两项工具余额分别为4 385亿元和2 073亿元,碳减排支持工具带动金融机构发放的碳减排贷款累计超1.2万亿元。尽管政策实施初见成效,但仍存在覆盖范围有限、贷款期限与项目周期错配、风险分担机制缺失等问题(中国人民银行货币政策司课题组, 2024)。这些问题导致能源技术创新资源分散,可能会阻碍企业的能源技术创新。因此,探析绿色结构性货币政策对能源技术创新的赋能效果、传导机制以及异质性表现,是评估政策有效性的关键。那么,绿色结构性货币政策对能源技术创新的实际推动效果如何?该政策通过哪些机制影响企业的能源技术创新决策和行为?在不同企业禀赋与外部情境下,政策效果是否存在显著差异?对这些问题的探

收稿日期: 2025-09-27
基金项目: 国家社会科学基金一般项目“科技金融助推颠覆性技术创新的内生机制与多重效应研究”(25BJL064)。
作者简介: 解其昌(1983—),男,天津人,山东工商学院金融学院教授(通信作者);
梁慧琴(2001—),女,江西瑞金人,山东工商学院金融学院硕士研究生。

讨不仅能为绿色结构性货币政策的优化与完善提供理论依据，还能为政策制定者提供具有针对性的实践指导，助力我国能源转型与可持续发展目标的实现。

碳减排支持工具与支持煤炭清洁高效利用专项再贷款作为具有绿色特性的结构性货币政策工具，以提供低成本再贷款的方式支持绿色领域发展，是绿色金融体系的重要组成部分。绿色金融是驱动经济绿色转型的核心力量，其对技术创新的激励效应已成为学界研究的焦点。早期关于绿色金融与技术创新关系的探讨，主要聚焦于绿色金融的信贷支持功能。相关研究表明，绿色金融能够通过提供长期稳定的资金支持、降低技术研发成本与风险等途径，有效激发企业技术创新活力（王营和冯佳浩，2022；周肖肖等，2023）。然而，此类研究大多聚焦于绿色金融规模扩张对技术创新的影响，仅仅是从数量维度刻画资金投入与创新产出的关联，而难以明晰政策的结构性影响与动态作用机制。为弥补这一不足，近期研究逐渐转向探究绿色金融政策在资金引导（Wen等，2021）、创新激励（刘锦华等，2024）和技术扩散（Liu等，2024）等环节的潜在效能，并致力于构建能源技术创新的政策分析框架。但当前研究仍主要围绕绿色信贷、绿色金融改革创新试验区等传统绿色金融政策展开，在研究深度和广度上尚有提升空间。传统绿色金融政策工具在激励早期能源技术研发方面存在短板，且政策实施效果易受区域金融发展水平差异的制约。为突破传统绿色金融政策在推动能源技术创新方面的局限，绿色结构性货币政策应运而生。研究显示，绿色结构性货币政策能够促进企业绿色创新，助力企业碳减排与经济绿色转型（陈国进等，2024；马理等，2024）。尽管学界已初步构建起绿色结构性货币政策经济效应与环境效益的研究框架，对其绿色创新赋能效应的探讨也日益深入，但关于该政策对能源技术创新实际效果的评估还比较欠缺。

鉴于此，本文的研究贡献主要体现在如下三方面：第一，拓展了能源技术创新的研究视角与边界。现有研究大多局限于社会环境（陶锋等，2021）、技术知识（宋德勇等，2022）以及经济市场（Luo等，2023）等单一层面的分析，本文聚焦绿色金融政策领域，以绿色结构性货币政策为准自然实验，从宏观政策变革切入，通过对比政策实施前后企业能源技术创新水平的变化，精准评估政策实际效果。第二，完善了绿色金融政策影响能源技术创新的机制研究。既有文献主要聚焦于信息披露（李慧云等，2022）、环境规制（时省和张亚，2024）等传统路径，本文则从创新资本集聚效应、资金成本杠杆效应和融资约束缓解效应三个维度，以研发投入、债务融资成本和融资约束为核心指标，构建系统全面的机制分析框架，弥补了相关领域机制探索的不足，为绿色创新发展战略的制定提供路径指引。第三，丰富了绿色结构性货币政策异质性影响的研究体系。已有学术成果仍停留于对绿色结构性货币政策整体效应的评估（陈国进等，2024），本文从企业微观属性与中宏观情境双维度展开精细化分析。在微观层面考察股权性质、企业规模和绿色机构投资者参与的调节作用；在中宏观层面对比政策在不同区域、行业污染属性、低碳试点城市的实施效果，揭示“适配致效”的核心逻辑。本文既弥补了现有文献重整体效应、轻差异特征的研究缺憾，也为政策制定者提供精细化适配策略，助力政策精准对接企业需求，最大化释放其对能源技术创新的驱动效能。

二、政策背景与研究假设

（一）政策背景

2021年11月，中国人民银行为平衡短期能源安全与长期减碳目标，推出了碳减排支持工具和支持煤炭清洁高效利用专项再贷款。碳减排支持工具可通过60%本金再贷款+1.75%优惠利率机制，定向支持清洁能源、节能环保和碳减排技术三大领域。该工具的目的在于解决新能源

项目投资痛点,并借助双重杠杆与期限灵活性,推动形成金融资源—绿色技术—产业升级的正向循环。与此同时,支持煤炭清洁高效利用专项再贷款聚焦煤炭七大清洁化利用领域,以100%本金再贷款+1.75%定向利率提升传统能源利用效率与环保水平。作为中短期能源转型政策工具,该专项再贷款既契合先立后破的转型路径,又避免“一刀切”去煤化对能源安全与经济增长的冲击。这两项政策工具差异化设计均采用再贷款的方式形成绿色金融传导链条,构建短期稳增长、长期促转型的绿色金融支持体系,为破解能源转型的“不可能三角”提供了制度性解决方案。

(二)研究假设

1. 绿色结构性货币政策对企业能源技术创新的影响

绿色结构性货币政策包括碳减排支持工具和支持煤炭清洁高效利用专项再贷款,是央行推动经济绿色转型的重要举措。前者以低成本资金支持可再生能源、储能等低碳项目,降低技术研发的财务门槛;后者聚焦传统能源绿色升级,通过专项贷款助力煤电企业应用碳捕集等技术,二者协同覆盖新兴低碳产业+传统高碳产业转型,为企业能源技术创新提供支撑(朱民和彭道菊,2022)。绿色结构性货币政策可通过资金激励、方向引导、风险缓释和产业生态构建多维度协同发力,助力企业能源技术创新。在资金激励上,以先贷后借直达机制为金融机构提供低成本资金,引导其向能源技术创新企业发放优惠贷款,降低企业融资成本,助力研发投入(王馨和王营,2021)。在方向引导上,两项工具分别聚焦低碳前沿领域和传统能源绿色升级方向,明确能源技术创新重点,减少企业在能源技术创新过程中的盲目投资与资源浪费(文书洋等,2022)。在风险缓释上,央行通过再贷款与金融机构共担创新项目风险,增强金融机构放贷信心,推动能源技术创新项目落地(Cahn等,2025)。在产业生态构建上,通过政策引导使企业重视绿色转型,吸引社会资本投入,促进能源技术交流合作与成果转化,形成能源技术创新生态闭环(潘红波和杨海霞,2022)。基于此,本文提出假设H1。

H1:绿色结构性货币政策能有效促进企业能源技术创新。

2. 绿色结构性货币政策影响企业能源技术创新的机制

能源技术创新领域中,创新资本集聚是技术突破与产业升级的关键,其核心在于通过汇聚分散的资金、技术和人才等创新要素形成合力,为创新筑牢物质基础(王馨和王营,2021)。能源技术创新研发周期长、资金投入大且结果不确定性高,市场机制主导下企业普遍缺乏研发投入动力。传统财政激励政策因靶向性不足、监管存在漏洞,不仅未能有效激发能源技术研发投入,还易引发资源配置扭曲和“漂绿”行为(Zhang,2022)。绿色结构性货币政策通过构建差异化金融支持体系、建立多维度评估框架,实现金融资源与创新需求的精准匹配,引导创新资本向能源技术创新领域集聚。在融资支持上,政策优化融资条件提升了研发投入的财务可行性,助力企业获取持续资金,引导多元资本集聚(Irfan等,2022)。在资源配置上,政策引导的评估体系推动研发投入向高潜力能源技术倾斜,提升资本利用效率(陶锋等,2021)。在人才集聚上,研发投入的增加通过完善硬件支撑、拓展前沿项目、优化薪酬机制引才稳才,创新产出反哺研发增长(刘锦华等,2024)。在动态发展上,持续的研发投入可驱动“基础研究—应用开发—产业化”的良性循环,既能有效巩固创新资本集聚优势,又能进一步稳定能源技术创新生态(金环等,2022)。绿色结构性货币政策驱动的研发投入,经资金汇聚、资源优化、人才集聚以及生态循环的协同作用,推动创新资本要素全面集聚,助力企业突破核心技术瓶颈,提升能源技术创新水平。基于此,本文提出假设H2。

H2:绿色结构性货币政策通过提高企业研发投入促进能源技术创新,具有创新资本集聚效应。

债务融资是企业重要的外部融资渠道，其在融资成本、流动性和期限特征上与企业创新活动适配，可赋予经营者较高决策自由度，并通过创新激励提升企业创新能力（Kim等，2016）。碳减排支持工具为金融机构通过提供低成本资金定向支持碳减排项目，煤炭清洁高效利用专项再贷款则为煤炭领域绿色项目提供优惠信贷，两项政策均有助于降低企业债务融资成本（Shi等，2022）。绿色结构性货币政策带来的债务融资成本下降，对企业能源技术创新形成双重正向驱动。一方面，债务融资成本的降低减轻企业财务负担，提升能源技术研发投入边际收益，使原本受资金约束的创新项目具备可行性，体现了资金成本杠杆效应的撬动作用（江轩宇等，2021）。另一方面，债务融资成本的下降为企业应对能源技术创新高风险提供了财务缓冲，增强风险抵御能力并保障创新投入的持续性，通过优化预期收益函数激发企业创新投入意愿（文书洋等，2021）。这种风险缓释效应进一步放大杠杆作用，以较低资金成本撬动更大规模的创新投入，形成资金成本杠杆效应强化循环。债务融资成本的降低带来资金支持与企业创新动力协同发力，推动能源技术创新成果持续产出。基于此，本文提出假设H3。

H3：绿色结构性货币政策通过降低债务融资成本促进能源技术创新，呈现资金成本杠杆效应。

能源技术创新具有高风险、高失败率、成果转化周期长的特征，需大量长期资金支持，内源融资难以覆盖，外部融资成为关键途径。但信息不对称与创新项目的无形资产属性，推高了企业外部融资成本与难度，使其长期面临融资约束，构成能源技术创新领域的主要融资约束（Hottenrott和Peters，2012）。绿色结构性货币政策通过多渠道协同发力缓解融资约束，发挥融资约束缓解效应。在银行信贷上，该政策为金融机构提供低成本资金，增强其对能源技术创新企业的放贷意愿和能力，提高企业获取信贷的便利性，缓解融资约束（何莎，2023）。在市场资金供给上，政策释放支持能源技术创新的积极信号，吸引投资者把握政策红利，增强其对能源技术创新项目的投资意愿，增加市场资金供给（徐乐等，2022）。在信息透明上，政策要求再贷款专项用于绿色低碳项目，倒逼企业规范披露项目与资金使用情况，降低信息不对称，增强投资者信任，稳定投资关系，吸引更多的长期资金投入（Stiglitz和Weiss，1981）。上述多维度措施共同拓宽企业融资渠道、增加融资机会，便于企业获得充足的研发资金，推动其能源技术从理论走向应用（王爱萍等，2024）。基于此，本文提出假设H4。

H4：绿色结构性货币政策通过缓解企业融资约束促进能源技术创新，发挥融资约束缓解效应。

三、模型构建与变量选择

（一）模型构建

1. 双重差分模型。本文将绿色结构性货币政策视为外生冲击，采用事件研究法分析政策前后目标企业能源技术创新的动态变化，构建如下双重差分模型：

$$ETI_{it}=\alpha_0+\alpha_1 D_i\times T_t+\sum \alpha_m C_{it}+v_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中，ETI代表企业能源技术创新，$D\times T$为绿色结构性货币政策的代理变量，D为企业是否受绿色结构性货币政策支持的虚拟变量，T为绿色结构性货币政策实施年份的虚拟变量，C表示其他控制变量，v_i代表企业固定效应，λ_t代表年份固定效应，ε_{it}为随机误差项。

2. 中介机制模型。为探究研发投入、债务融资成本和融资约束在绿色结构性货币政策对企业能源技术创新中发挥的中介机制作用，本文构建如下模型：

$$M_{it}=\beta_0+\beta_1 D_i\times T_t+\sum\beta_m C_{it}+v_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中,被解释变量M代表传导绿色结构性货币政策影响的中介机制变量。若回归系数β_1显著为正(负),则表明绿色结构性货币政策通过提升(抑制)中介变量M的水平发挥传导作用(江艇, 2022)。

3. 调节效应模型。为考察绿色结构性货币政策对企业能源技术创新影响的差异化效果,具体涵盖企业性质、企业规模和绿色机构投资者参与三个维度,本文设定的调节效应模型为:

$$ETI_{it}=\gamma_0+\gamma_1 D_i\times T_t+\gamma_2 D_i\times T_t\times W_{it}+\gamma_3 W_{it}+\sum\gamma_m C_{it}+v_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

其中,W代表影响绿色结构性货币政策效果的调节变量。若绿色结构性货币政策系数γ_1和该政策与调节变量交互项系数γ_2同号,则意味着调节变量起正向调节作用,表明绿色结构性货币政策具有差异化影响;若绿色结构性货币政策系数γ_1和该政策与调节变量交互项系数γ_2异号,则为负向调节。若交互项系数γ_2不显著,则表明调节效应不明显,该政策无差异化影响。

(二)变量选择

1. 被解释变量:能源技术创新(ETI)。鉴于专利申请数与企业能源技术创新投入成果相关,本文的企业能源技术创新(ETI)采用中国研究数据服务中心(CNRDS)数据库中相关专利发明申请数来衡量,涵盖能源替代、交通运输、节能和核电等多个技术类别(Du等, 2023)。

2. 解释变量:绿色结构性货币政策($D\times T$)。本文通过构建交互项$D\times T$衡量特定时间节点的政策实施效应。采用虚拟变量D界定政策实施对象,借鉴中国人民银行分类标准,将属于碳减排支持工具与煤炭清洁高效利用专项再贷款支持领域的企业赋值为1,其余企业赋值为0。同时,以2021年作为政策冲击时点,构建虚拟变量T,当观测年份为2021年及以后时赋值为1,否则赋值为0。最终以交乘项$D\times T$作为绿色结构性货币政策的核心代理变量,实现对政策实施效应的精准识别。

3. 中介变量。(1)企业研发投入。本文采用研发投入金额的自然对数RDS来衡量企业研发投入,该指标可反映一定时期内企业对创新研发的重视程度的变化(徐红和赵金伟, 2020)。(2)债务融资成本。本文采用企业利息、手续费以及其他财务费用总额占期末总负债的比重$Cost$来衡量债务融资成本,以此体现企业债务融资的实际成本(周楷唐等, 2017)。(3)融资约束。基于SA指数(Hadlock和Pierce, 2010),本文取其绝对值来衡量融资约束程度,用符号$FIAN$表示,SA指数绝对值越大,表明企业融资越难(张同斌和刘文龙, 2024)。

4. 控制变量。借鉴李春涛等(2020)和胡珺等(2023)的研究,本文从以下三个维度选取控制变量:(1)企业特征层面,选取市现率(PCF)、综合杠杆($Clev$)、账面市值比(Bm)、总资产净利率(ROA)和企业年龄(Age),控制企业固有特征差异的影响;(2)公司治理层面,以前五大股东持股比例之和衡量股权集中度(EC),规避治理结构差异对因果识别的干扰;(3)宏观环境层面,引入省级金融发展水平(Fin)与衡量行业竞争度的行业赫芬达尔指数(HHI)。最终,各变量符号及定义详见表1。

(三)样本数据与描述性统计

本文选取2015—2023年中国A股上市企业年度数据为样本,剔除*ST、ST、PT等特殊交易状态、已退市、当年上市和金融行业企业,最终纳入4 896家企业(含1 759家政策目标企业),同时对所有连续变量进行1%缩尾处理以规避极端值干扰。数据来源于国泰安数据库、Wind数据库、中国研究数据服务平台(CNRDS)、《中国统计年鉴》和地方统计公报等。

各变量的描述性统计结果如表2所示。企业能源技术创新水平(ETI)均值为1.3231,最小值为0,最大值为5.8348,表明不同企业创新能力存在一定差异。其余控制变量的描述性统计结果均处于合理区间,符合实证研究的样本特征要求。

表 1 变量符号与定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	能源技术创新	*ETI*	能源技术创新专利数加1取自然对数（个）
解释变量	绿色结构性货币政策	*D×T*	企业是否受绿色结构性货币政策支持的虚拟变量乘以绿色结构性货币政策实施年份的虚拟变量
控制变量	市现率	*PCF*	收盘价当期值/（经营活动产生的现金流量净额上年年报值/实收资本本期期末值）
	综合杠杆	*Clev*	（净利润+所得税费用+财务费用+固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧+无形资产摊销+长期待摊费用摊销）/（净利润+所得税费用）
	账面市值比	*Bm*	资产总值/市值
	总资产净利润率	*ROA*	净利润/总资产平均余额
	企业年龄	*Age*	企业上市年限（年）
	股权集中度	*EC*	前五大股东持股数/总股数
	金融发展水平	*Fin*	企业所在省份金融机构贷款余额/所在省份的地区生产总值
	行业竞争度	*HHI*	行业内的每家公司的主营业务收入与行业主营业务收入合计的比值的平方累加
中介变量	研发投入	*RDS*	研发金额取自然对数（元）
	债务融资成本	*Cost*	（利息支出+手续费支出+其他财务费用）/期末总负债
	融资约束	*FIAN*	|− 0.737×企业规模 + 0.043×企业规模的平方− 0.04×企业年龄|

表 2 对参与回归的样本进行描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
ETI	25 993	1.3231	1.4026	0.0000	5.8348
D×T	25 993	0.1256	0.3314	0.0000	1.0000
PCF	21 027	69.5986	150.3240	2.3004	1 158.6043
Clev	22 664	2.1825	2.4632	0.8865	18.7862
Bm	25 743	0.6233	0.2478	0.1267	1.2053
ROA	25 992	0.0419	0.0676	−0.2308	0.2301
Age	25 984	19.6489	5.7493	8.0000	35.0000
EC	25 993	53.7324	15.1658	20.9436	88.9691
Fin	25 988	1.7271	0.4330	0.9339	2.6313
HHI	25 993	0.0708	0.0437	0.0348	0.3099
RDS	25 393	18.2726	1.3568	14.7794	22.2152
Cost	25 659	0.0160	0.0127	−0.0001	0.0546
FIAN	25 993	3.8793	0.2532	3.1763	4.5487

四、绿色结构性货币政策对能源技术创新的影响分析

（一）效果检验

本文对政策实施效果展开检验，结果如表3所示。从中可以看出，在未纳入控制变量时，表3列（1）中交互项*D×T*的系数显著为正。加入控制变量后，当表3列（2）控制年份固定效应、列（3）控制企业固定效应、列（4）同时控制年份与企业固定效应时，*D×T*的系数均显著为正。这表明绿色结构性货币政策对企业能源技术创新具

表 3 基准回归结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）
D×T	0.0821*** (0.0250)	0.6598*** (0.0522)	0.0607** (0.0276)	0.1116*** (0.0293)
控制变量	否	是	是	是
年份固定	是	是	否	是
企业固定	是	否	是	是
观测值	25 993	19 084	19 084	19 084

注：括号内为聚类稳健标准误，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

有显著促进作用,验证了假设H1。

(二)内生性检验

1. 安慰剂检验。为缓解可能存在其他不可观测因素引致的内生性问题,我们通过安慰剂检验验证结论稳健性。参照基准回归中的实验组规模,从全样本企业中随机抽取1 000次构建虚拟实验组,未抽中企业设为虚拟对照组,再基于每组虚拟样本构建虚拟政策变量并重复基准回归,得到1 000个虚拟政策效应系数和对应P值,估计结果如图1所示。随机抽样估计的系数大多聚集于零值附近,且P值普遍高于0.05,与主体检验中系数在1%水平显著的结果形成显著差异,表明基准回归结论未受样本选择偏误影响,结论具备稳健性。

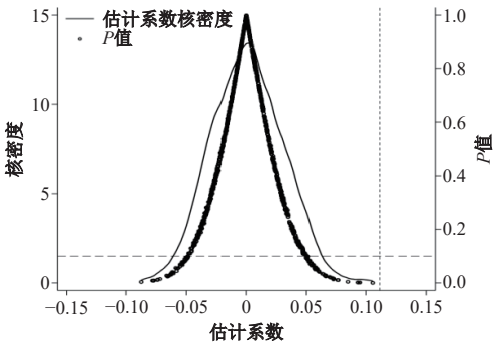

图 1　安慰剂检验结果

表 4　内生性检验结果

变量	(1)增补控制变量	(2)倾向得分匹配
D×*T*	0.1059***	0.1269***
	(0.0287)	(0.0411)
控制变量	是	是
年份固定	是	是
企业固定	是	是
观测值	18 495	8 943

注:部分样本因新增变量数据不全被回归剔除,导致观测值低于基准回归。下同。

2. 增加控制变量。为规避遗漏变量引发的内生性问题,本文参考潘红波和杨海霞(2022)的研究,在主回归模型上进一步纳入企业规模、资产负债率、固定资产比率、托宾Q值、全部现金回收率、营业收入增长率、独立董事占比、本科及以上学历人数占比、技术人员占比以及员工人数的对数等控制变量进行回归。检验结果如表4列(1)所示,估计结果显著为正,验证了回归结果的稳健性。

3. 倾向得分匹配检验。为减少样本选择偏差及可观测变量内生性对估计结果的干扰,我们使用倾向得分匹配法(PSM)进行内生性检验。选取市现率(*PCF*)、综合杠杆(*Clev*)、账面市值比(*Bm*)、总资产净利润率(*ROA*)、企业年龄(*Age*)、股权集中度(*EC*)、金融发展水平(*Fin*)和行业竞争度(*HHI*)作为企业特征变量与被解释变量的协变量计算倾向得分,匹配方法为1:1无放回最近邻匹配。基于匹配后样本进行双重差分检验的结果如表4列(2)所示,进一步支持主体回归结论的稳健性。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验。为了检验实验组与对照组是否满足平行趋势假定,本文以绿色结构性货币政策实施前一年为基准年份,对政策实施前后各年的*D*×*T*交互项进行估计,平行趋势检验结果如图2所示。政策实施前交互项*D*×*T*对企业能源技术创新的影响系数围绕零值波动,政策实施后交互项*D*×*T*的系数明显增大且显著为正,证实双重差分模型满足平行趋势前提,佐证了回归结论的可靠性。

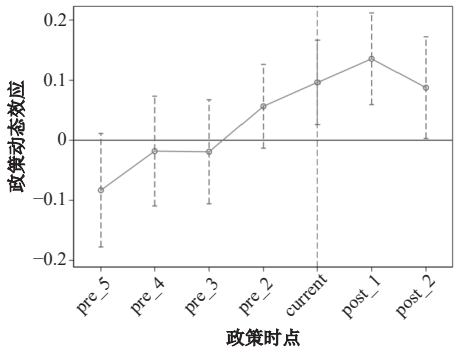

图 2　平行趋势检验结果

2. 替换被解释变量。为降低代理变量选取

的主观性干扰，本文采用绿色专利发明申请数加1后的自然对数（*GIP*）替代原被解释变量（*ETI*）进行稳健性检验。绿色创新为涵盖能源技术创新、环保技术创新、循环经济技术创新等的综合性概念，能源技术创新作为其核心子集与绿色结构性货币政策目标高度契合，检验政策对广谱绿色创新的效应可验证核心结论稳健性。检验结果如表5列（1）所示，结论依然保持不变。

表 5　稳健性检验结果

变量	（1）替换被解释变量	（2）政策交互影响检验	（3）控制干扰政策
D×*T*	0.0565***	0.0928***	0.1362***
	(0.0214)	(0.0342)	(0.0309)
D×*T*×*G*		0.0587	
		(0.0566)	
ER			0.0001
			(0.0005)
控制变量	是	是	是
年份固定	是	是	是
企业固定	是	是	是
观测值	19082	19084	17078

3. 政策交互影响检验。截至2023年，我国已在七省十地开展了绿色金融试点工作，该试点政策或对试验区内企业能源技术创新产生潜在的推动作用，与绿色结构性货币政策可能存在协同效应。为排除试验区政策的混淆影响，我们构建如下模型：

$$ETI_{it}=\varphi_0+\varphi_1 D_i\times T_t\times G_i+\varphi_2 D_i\times T_t+\sum\varphi_m C_{it}+\nu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中，*G*为企业是否属于绿色金融改革创新试验区的虚拟变量。

结果如表5列（2）所示，在引入试验区政策变量后，绿色结构性货币政策*D*×*T*的估计系数仍显著为正，表明结论稳健。此外，绿色结构性货币政策与试验区政策的交互项*D*×*T*×*G*的系数不显著，说明绿色金融试验区政策与绿色结构性货币政策未形成协同增效。

4. 控制干扰政策。为排除政府环境规制政策的影响，本文统计企业所在城市政府工作报告中环保相关词汇（涵盖环境保护、节能减排等15个维度，含“能耗”“低碳”等核心术语）的出现频次，构建环境规制力度指标*ER*（张建鹏和陈诗一，2021），并将其作为控制变量纳入模型：

$$ETI_{it}=\delta_0+\delta_1 D_i\times T_t+\delta_2 ER_{it}+\sum\delta_m C_{it}+\nu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{5}$$

实证结果如表5列（3）所示，在控制政府环境规制政策变量后，交互项*D*×*T*的系数依然显著为正，研究结论的可靠性进一步得到验证。

五、绿色结构性货币政策对能源技术创新的机制分析

前文已证实绿色结构性货币政策对企业能源技术创新具有显著促进作用，本部分从创新资本集聚效应、资金成本杠杆效应和融资约束缓解效应三个维度出发，聚焦于企业研发投入、债务融资成本与融资约束作用机制，系统解析该政策影响能源技术创新的内在传导路径。

（一）绿色结构性货币政策的创新资本集聚效应

绿色结构性货币政策通过引导金融资源向能源技术创新领域集聚，形成创新资本集聚效应，推动企业能源技术创新。为检验绿色结构性货币政策的创新资本集聚效应，我们以研发投入*RDS*为中介代理变量进行回归。从表6列（1）的回归结果可以看出，绿色结构性货币政策*D*×*T*对企业研发投入*RDS*的影响系数显著为正，代表绿色结构性货币政策的实施能够有效驱动企业增加研发投入。由此验证了假设H2，即绿色结构性货币政策通过发挥创新资本集聚效应，以提升企业研发投入为路径，进而推动能源技

表 6　中介机制分析结果

变量	（1）*RDS*	（2）*Cost*	（3）*FIAN*
D×*T*	0.0601***	−0.0007**	−0.0131***
	(0.0230)	(0.0003)	(0.0026)
控制变量	是	是	是
年份固定	是	是	是
企业固定	是	是	是
观测值	18685	18952	19084

术创新。研发投入是能源技术创新的基石,政策带来的创新资本集聚可为企业提供充足的资金与资源支持,通过设备升级、人才储备、技术攻关等方式直接助力能源技术创新。此外,研发投入还能借助供应链技术扩散形成区域创新乘数效应,带动关联企业协同创新,最终实现资源配置效率与能源技术创新能力的双重提升(徐红和赵金伟, 2020)。

(二)绿色结构性货币政策的资金成本杠杆效应

绿色结构性货币政策通过调节资金成本发挥其杠杆撬动作用,优化企业融资环境以助力企业能源技术创新。为检验绿色结构性货币政策对企业能源技术创新的资金成本杠杆效应,本文以企业债务融资成本*Cost*为中介代理变量进行回归。从表6列(2)的回归结果可以看出,绿色结构性货币政策*D*×*T*对企业债务融资成本*Cost*的影响系数显著为负,表明该政策能够有效降低企业的债务融资成本。这一结论验证了假设H3,即绿色结构性货币政策通过发挥资金成本杠杆效应,以降低债务融资成本为传导路径,进而推动企业能源技术创新。债务融资成本是影响企业研发决策的重要因素,政策通过资金成本杠杆效应降低融资成本,能缓解企业财务约束、增强投资灵活性,使企业突破预算限制,将更多的资源配置于高风险、长周期的能源技术研发,最终促进能源技术创新(江轩宇等, 2021)。

(三)绿色结构性货币政策的融资约束缓解效应

绿色结构性货币政策通过打破传统融资体系中的制度性障碍发挥融资约束缓解效应,为企业能源技术创新提供资金通道保障。为检验绿色结构性货币政策对企业能源技术创新的融资约束缓解效应,本文以融资约束*FIAN*为中介代理变量进行回归。从表6列(3)可以看出,绿色结构性货币政策*D*×*T*对企业融资约束*FIAN*的估计系数显著为负,说明该政策能有效破解企业面临的融资困境。由此,假设H4得到验证,即绿色结构性货币政策通过发挥融资约束缓解效应,以缓解企业融资约束为重要路径,最终推动能源技术创新的实现。资金是能源技术创新的基础支撑,政策向市场释放绿色发展导向信号,通过引导金融机构资本流向能源转型领域,突破传统融资约束,同时拓宽企业融资渠道、提升长期资本可获得性,缓解研发融资约束,助力企业突破资金瓶颈,加快能源技术创新进程(徐乐等, 2022)。

六、绿色结构性货币政策对能源技术创新的异质性分析

前文已明确绿色结构性货币政策可通过创新资本集聚、资金成本杠杆以及融资壁垒突破机制驱动企业能源技术创新,但其机制效能可能会因企业禀赋与外部情境而产生差异。异质性分析是明晰政策效应边界与适配特征的核心,企业微观特征会影响其政策响应与资源整合能力,而区域发展、行业污染属性、政策试点等中宏观情境则会加剧政策效应非均衡性,因此本部分从企业微观特征与中宏观情境双重视角展开异质性检验。

(一)基于企业微观特征的主体适配效应

1. 绿色结构性货币政策对不同股权性质企业能源技术创新的影响

企业股权性质会调节绿色结构性货币政策与能源技术创新的关系,国有企业因需兼顾社会效益与环境效益,对政策激励的响应更加积极(周肖肖等, 2023)。本文设置股权性质分组变量*Soe*,如果为国有企业,则赋值为1,否则为0。通过引入*Soe*及其与*D*×*T*的交互项*SoeDID*探究政策对不同股权性质企业能源技术创新的差异化影响。检验结果如表7列(1)所示,*SoeDID*系数显著为正,表明政策对国有企业能源技术创新的激励效应更强。这一差异主要源于国有企业在融资端凭借与金融机构的联系和政策背书,更易通过政策缓解融资约束,在创新端肩负能源转型的战略使命,研发投入更加倾向能源技术领域,且能整合产学研资源以强化资本集聚效应(黎

文靖和郑曼妮，2016）。而非国有企业因受短期盈利目标约束，研发投入分散，政策传导效能相对较弱。

2. 绿色结构性货币政策对不同规模企业能源技术创新的影响

企业规模是影响技术创新的重要内部因素，不同规模企业在经营效率、内部控制和资源整合能力上存在差异，可能对能源技术创新产生不同影响。本文设置企业规模分组变量*Size*，若企业资产总额高于中位数，则赋值为1，否则为0。通过引入*Size*及其与*D*×*T*的交互项*SizeDID*探究政策对不同规模企业能源技术创新的差异化影响。检验结果如表7列（2）所示，*SizeDID*系数显著为正，表明政策对大规模企业能源技术创新的激励效应更强。这一异质性影响结果的形成，本质上源于企业规模差异对绿色结构性货币政策传导机制产生的边际效应分化。在资金成本杠杆维度上，大规模企业凭借融资规模优势，政策引致的融资成本下行可撬动增量研发投入，小规模企业受融资规模约束导致杠杆效应受阻（徐红和赵金伟，2020）。在创新资本转化上，大规模企业依托成熟研发体系实现资本高效配置，小规模企业因研发基础设施不足，资本集聚后转化效率偏低，政策传导效能削弱（周肖肖等，2023）。

表 7　异质性分析：基于企业微观特征的主体适配效应

变量	（1）股权性质	（2）企业规模	（3）绿色投资者
D×*T*	0.0566*	0.0134	0.0863**
	(0.0338)	(0.0388)	(0.0352)
Soe	−0.0481		
	(0.0647)		
SoeDID	0.1373**		
	(0.0551)		
Size		0.1480***	
		(0.0289)	
SizeDID		0.1568***	
		(0.0483)	
GI			0.0269*
			(0.0158)
GIDID			0.0882*
			(0.0467)
控制变量	是	是	是
年份固定	是	是	是
企业固定	是	是	是
观测值	19 084	19 084	18 216

3. 绿色结构性货币政策对不同绿色机构投资者参与企业能源技术创新的影响

绿色机构投资者的参与会通过自身资本属性、市场认知信号与行业技术规律的协同耦合，引致企业创新方向、投入强度以及转化效率的差异化表现（宋肖肖等，2025）。本文设置绿色机构投资者参与分组变量*GI*，如果企业有绿色机构投资者参与，则赋值为1，否则为0。通过引入*GI*及其与*D*×*T*的交互项*GIDID*探究政策对不同绿色机构投资者参与企业能源技术创新的差异效果。检验结果如表7列（3）所示，*GIDID*系数显著为正，表明对于有绿色机构投资者参与的企业，政策对其能源技术创新的促进效应更强。这一结果源于绿色机构投资者的参与能强化融资约束缓解效应与创新资本集聚两大机制的传导效率。一方面，绿色机构投资者的参与可释放积极的市场信号，降低银企信息不对称，放大政策缓解融资约束的效果，助力企业获取能源技术创新所需资金（徐乐等，2022）；另一方面，绿色机构投资者可通过参与企业治理，推动研发资源向能源技术领域倾斜，让政策引导的研发投入精准聚焦低碳技术攻关，提升创新资本配置效率，进而增强政策对能源技术创新的驱动作用（潘红波和杨海霞，2022）。

（二）基于中宏观情境的环境适配效应

1. 绿色结构性货币政策对不同地区企业能源技术创新的影响

企业所处区域在经济发展水平、资源禀赋和产业结构等方面的差异，可能会影响绿色结构性货币政策对能源技术创新的激励效果（金环等，2022）。本文按东部、中西部地区划分样本开展实证检验，结果如表8列（1）和列（2）所示。绿色结构性货币政策对东部和中西部企业的能源技术创新均有推动作用，但中西部地区效果更突出。中西部地区金融发展水平偏低，企业面临更严峻的融资约束，绿色结构性货币政策通过引导金融机构加大资金支持、放宽信贷条件，破

解其资金瓶颈,为能源技术创新筑牢资金保障(王爱萍等,2024)。同时,该地区能源资源富集但创新基础薄弱,在人才、科研投入以及平台建设上与东部存在显著差距,政策引导的创新要素向能源领域集聚的边际改善更明显(马理等,2024)。

表 8　异质性分析:基于中宏观情境的环境适配效应

变量	分布地区		污染程度		低碳试点	
	(1)东部地区企业	(2)中西部地区企业	(3)高污染企业	(4)低污染企业	(5)低碳试点城市企业	(6)非低碳试点城市企业
D×*T*	0.0714**	0.1815***	0.2067***	0.0630*	0.2034***	0.0710**
	(0.0349)	(0.0538)	(0.0552)	(0.0349)	(0.0535)	(0.0347)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是
观测值	14087	4997	5908	13176	6140	12944
组间差异系数	0.1101**		−0.1437**		−0.1324**	

注:采用自抽样(bootstrap)法重复1000次进行组间系数差异检验,得到的系数差异均显著异于0。

2. 绿色结构性货币政策对不同污染程度行业企业能源技术创新的影响

本文参照原环境保护部颁布的《上市公司环境信息披露指南》,按行业污染属性将水泥、火电和钢铁等16个行业划分为高污染行业,其余归为低污染行业,探究政策对两类企业能源技术创新的差异化影响。检验结果如表8列(3)和列(4)所示,政策对高污染企业能源技术创新的激励效应更突出。高污染企业作为环境监管的重点,面临严格的环境规制约束,绿色转型刚性需求强烈,政策带来的债务融资成本下降既能缓解其财务压力,又能提升研发投入边际收益,进而撬动更多的资源向能源技术研发倾斜(徐佳和崔静波,2020;时省和张亚,2024)。而低污染企业现有技术体系已基本契合当前环境规制要求,转型需求相对较弱,债务融资成本的下降带来的激励效应有限(Shi等,2022)。同时,高污染企业长期受传统技术路径依赖形成的技术锁定效应制约,政策引导的创新资本可有效弥补其资金缺口,为打破技术锁定、加速能源技术创新成果转化提供关键支撑(刘锦华等,2024)。低污染企业本身具备较好的绿色技术基础,其能源技术研发对外部创新资本的增量需求相对较低,且创新方向更为多元,稀释了政策对创新资本的定向引导作用,使得政策对高污染企业能源技术创新的激励效应更显著。

3. 绿色结构性货币政策对不同低碳政策试点城市企业能源技术创新的影响

2010年,国家发展和改革委员会发布《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》,采用低碳规划制定、产业转型引导等举措启动低碳城市试点工作,在一定程度上激发了企业绿色技术创新(徐佳和崔静波,2020)。为检验绿色结构性货币政策对不同低碳政策试点城市企业能源技术创新的差异化影响,本文依据试点名单将样本划分为试验区与非试验区企业。结果如表8列(5)和列(6)所示,政策对试验区企业能源技术创新的促进作用更为强劲。究其原因,低碳试点构建的制度生态与绿色结构性货币政策的传导机制形成协同放大效应,为试验区企业筑牢了政策响应的优势。试点城市绿色金融生态发展成熟度颇高,政策在缓解创新融资约束方面的成效卓著,企业获取资金的便利性大幅提升(徐佳和崔静波,2020)。在双重政策叠加影响下,金融机构对绿色项目的信贷倾斜力度显著增强,融资成本下降幅度更大,杠杆效应得到进一步彰显(江轩宇等,2021)。此外,明确的政策协同信号还能有效吸引创新资本向能源技术领域汇聚,构建起资金+技术+市场的良性生态闭环(Irfan等,2022)。反观非试验区,绿色金融发展相对迟

缓、信贷优惠力度薄弱，且缺乏政策协同带来的稳定预期，资本难以形成规模性集聚，政策效应相对平缓。

七、结论与建议

本文以2015—2023年沪深A股上市公司为样本，就绿色结构性货币政策对企业能源技术创新的影响及内在作用机制展开剖析，并进一步从企业微观特征与中宏观外部情境双重视角探究政策效应的异质性。实证结果表明，绿色结构性货币政策对企业能源技术创新具有显著促进作用，这一结论通过多重稳健性检验印证了政策在能源转型领域的靶向效能，弥补了既有研究对绿色创新细分维度的关注不足。传导机制层面，政策通过三大路径驱动能源技术创新：一是发挥创新资本集聚效应，提升企业研发投入强度以提供资金支撑，揭示了金融资源定向集聚的独特逻辑；二是形成资金成本杠杆效应，降低债务融资成本以缓解财务压力，补充了结构性货币政策的精准成本调控机制；三是释放融资约束缓解效应，缓解融资约束、优化融资环境，勾勒出央行再贷款—金融机构授信—企业融资可得性提升的直达式传导链条。异质性分析结果显示，政策效应受企业特征与外部情境影响显著：在微观企业特征层面，相较于非国有、小规模以及无绿色机构投资者参与的企业，国有属性、大规模且引入绿色机构投资者的企业，其能源技术创新活动从绿色结构性货币政策中获得的激励效应具备显著优势；在中宏观外部情境层面，地处中西部地区（融资约束突出）、所属高污染行业（转型需求强烈）以及坐落于低碳试点城市（政策协同赋能）的企业，政策对其能源技术创新的促进效果更为突出。这表明绿色结构性货币政策对能源技术创新的影响遵循“适配致效”的逻辑，其强弱取决于政策设计与企业特征和外部情境适配程度的高低，精准揭示了政策作用边界与优化方向。

基于上述研究结论，本文提出以下四方面建议，以助力绿色结构性货币政策更好地赋能企业能源技术创新与“双碳”目标实现：第一，强化传导机制保障。设立能源技术创新研发补贴基金，强化创新资本集聚效应；引导金融机构推出低息长期专项贷款，简化审批流程，增强资金成本杠杆效应；构建多层次融资担保体系，缓解企业融资约束，确保资金精准流向能源技术创新领域。第二，实施企业分类支持。支持国企发挥引领作用，为其开辟政策资金绿色通道，保障重大能源技术创新项目落地；引导大规模企业依托规模优势搭建产学研创新平台，攻克能源技术创新难题；建立绿色投资激励机制，对投资能源技术创新的机构给予税收减免等优惠，吸引社会资本参与。第三，优化区域差异化政策。对中西部地区实施倾斜政策，放宽能源技术创新相关贷款的申请条件、提高额度上限、延长期限并降低利率，同时设立专项扶持资金，弥补其创新资源短板，激发当地企业能源技术创新积极性。第四，聚焦行业精准施策。针对高污染行业，配套技术改造指导政策，设立专项能源技术创新引导基金，与绿色结构性货币政策工具协同推动产业绿色转型；对于低污染行业，按研发投入比例给予税收抵免，引导企业加大能源技术创新投入。

主要参考文献：

[1] 陈国进，丁赛杰，赵向琴. 绿色结构性货币政策、政策预期与经济绿色转型[J]. 金融研究，2024，(4).

[2] 何莎. 中央银行碳减排支持工具、政策模拟与评估——基于环境动态随机一般均衡模型分析[J]. 国际金融研究，2023，(11).

[3] 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，(4).

[4] 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，(5).

[5] 江轩宇，贾婧，刘琪. 债务结构优化与企业创新——基于企业债券融资视角的研究[J]. 金融研究，2021，(4).
[6] 金环，于立宏，徐远彬. 绿色产业政策与制造业绿色技术创新[J]. 中国人口·资源与环境，2022，(6).
[7] 李春涛，闫续文，宋敏，等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济，2020，(1).
[8] 李慧云，刘倩颖，李舒怡，等. 环境、社会及治理信息披露与企业绿色创新绩效[J]. 统计研究，2022，(12).
[9] 黎文靖，郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究，2016，(4).
[10] 刘锦华，王修华，严露. 绿色金融试点政策能否倒逼污染企业绿色创新?——基于绿色金融改革创新试验区的经验证据[J]. 统计研究，2024，(12).
[11] 马理，张人中，马威. 绿色结构性货币政策的实施效果与传导机理研究[J]. 金融研究，2024，(7).
[12] 潘红波，杨海霞. 利益相关者“创新关注”促进了企业创新吗——来自深交所“互动易”的证据[J]. 南开管理评论，2022，(3).
[13] 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，(1).
[14] 宋德勇，朱文博，丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究，2022，(4).
[15] 宋肖肖，王爱萍，胡海峰. 绿色投资者与企业绿色创新：基于机构投资者注意力视角[J]. 国际金融研究，2025，(2).
[16] 陶锋，赵锦瑜，周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济，2021，(2).
[17] 王爱萍，陈妙，胡海峰. 绿色金融改革创新试验区的设立对企业绿色转型的影响——基于企业战略导向与创新行动的分析[J]. 南开经济研究，2024，(12).
[18] 王馨，王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界，2021，(6).
[19] 王营，冯佳浩. 绿色债券促进企业绿色创新研究[J]. 金融研究，2022，(6).
[20] 文书洋，刘浩，王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究，2022，(8).
[21] 文书洋，张琳，刘锡良. 我们为什么需要绿色金融?——从全球经验事实到基于经济增长框架的理论解释[J]. 金融研究，2021，(12).
[22] 徐红，赵金伟. 研发投入的绿色技术进步效应——基于城市层面技术进步方向的视角[J]. 中国人口·资源与环境，2020，(2).
[23] 徐佳，崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济，2020，(12).
[24] 徐乐，马永刚，王小飞. 基于演化博弈的绿色技术创新环境政策选择研究：政府行为VS. 公众参与[J]. 中国管理科学，2022，(3).
[25] 张建鹏，陈诗一. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究，2021，(11).
[26] 张同斌，刘文龙. 留抵退税改革、融资约束与企业产业链关联[J]. 管理世界，2024，(3).
[27] 中国人民银行货币政策司课题组. 结构性货币政策助力做好“五篇大文章”[J]. 中国金融，2024，(2).
[28] 周楷唐，麻志明，吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本[J]. 经济研究，2017，(7).
[29] 周肖肖，贾梦雨，赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济，2023，(6).
[30] 朱民，彭道菊. 创新内含碳中和目标的结构性货币政策[J]. 金融研究，2022，(6).
[31] Cahn C, Duquerroy A, Mullins W. Unconventional monetary policy transmission and bank lending relationships [J]. Management Science, 2025, 71(2): 1187–1212.
[32] Du J T, Shen Z Y, Song M L, et al. Nexus between digital transformation and energy technology innovation: An empirical test of A-share listed enterprises [J]. Energy Economics, 2023, 120: 106572.
[33] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index [J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909–1940.

[34] Hottenrott H, Peters B. Innovative capability and financing constraints for innovation: More money, more innovation? [J]. The Review of Economics and Statistics, 2012, 94(4): 1126–1142.

[35] Irfan M, Razzaq A, Sharif A, et al. Influence mechanism between green finance and green innovation: Exploring regional policy intervention effects in China [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 182: 121882.

[36] Kim S, Lee H, Kim J. Divergent effects of external financing on technology innovation activity: Korean evidence [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2016, 106: 22–30.

[37] Liu Y N, Lv P Y, Zhao H. Green innovation through trade: The impact of European Union emissions trading scheme on Chinese exporters[J]. Journal of International Money and Finance, 2024, 149: 103215.

[38] Luo S Y, Yimamu N, Li Y R, et al. Digitalization and sustainable development: How could digital economy development improve green innovation in China? [J]. Business Strategy and the Environment, 2023, 32(4): 1847–1871.

[39] Shi J Y, Yu C H, Li Y X, et al. Does green financial policy affect debt-financing cost of heavy-polluting enterprises? An empirical evidence based on Chinese pilot zones for green finance reform and innovations [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 179: 121678.

[40] Stiglitz J E, Weiss A. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. The American Economic Review, 1981, 71(3): 393–410.

[41] Wen H W, Lee C C, Zhou F X. Green credit policy, credit allocation efficiency and upgrade of energy-intensive enterprises [J]. Energy Economics, 2021, 94: 105099.

[42] Zhang D Y. Green financial system regulation shock and greenwashing behaviors: Evidence from Chinese firms [J]. Energy Economics, 2022, 111: 106064.

The Impact of the Green Structural Monetary Policy on Corporate Energy Technology Innovation: An "Intensifying Effect" or an "Adaptive Effect"?

Xie Qichang, Liang Huiqin

(*School of Finance, Shandong Technology and Business University, Shandong Yantai* 264005, *China*)

Summary: The green structural monetary policy balances short-term energy security and long-term carbon reduction goals, empowering the implementation of projects such as clean coal utilization, clean energy development, and energy conservation and environmental protection. However, the actual effectiveness of this policy in energy structure transition, especially its targeted driving effect on corporate energy technology innovation, demands systematic verification. This paper selects A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2015 to 2023 as samples, empirically tests their effects and transmission mechanisms through a DID model, and explores heterogeneous characteristics.

The results indicate that the green structural monetary policy significantly promotes corporate energy technology innovation, demonstrating the targeted effect of the policy in the field of energy structure transition. The policy promotes corporate energy technology innovation through three paths: innovative capital agglomeration effect, capital cost leverage effect, and financing barrier breakthrough effect. In addition, the implementation effectiveness of the green

structural monetary policy exhibits the characteristic of an “adaptative effect”. At the micro level, state-owned enterprises, large-scale enterprises, and those with participation of green institutional investors demonstrate a more pronounced policy-incentive effect due to their strong policy alignment and resource integration capabilities; at the meso-macro level, enterprises in the central and western regions, high-polluting industries, and low-carbon pilot cities show higher adaptability to policy transmission mechanisms, resulting in a relatively stronger policy promotion effect.

This paper clarifies the logic and adaptation rules of the green structural monetary policy in driving corporate energy technology innovation, providing theoretical support and practical guidance for optimizing policy tool design and improving policy accuracy, thereby assisting in energy structure transition and the achievement of “dual carbon” goals.

Key words: green structural monetary policy; energy technology innovation; corporate R&D investment; debt financing costs; financing constraints

（责任编辑：王西民）

（上接第31页）

firms from 2010 to 2022 to empirically examine the impact, mechanisms, and heterogeneous effects of Internet Courts on corporate intelligent technological innovation. It also explores whether Internet Courts may lead to the emergence of superstar firms and potential market monopolization. The results show that Internet Courts significantly enhance corporate intelligent technological innovation. Heterogeneity analysis further reveals that this promoting effect is stronger in regions with higher technological absorption capacity, weaker initial digital ecosystems, and greater judicial transparency. Mechanism testing demonstrates that Internet Courts exert digital governance effects by alleviating corporate financing constraints and optimizing local intelligent development environments, thereby advancing corporate intelligent technological innovation. Furthermore, the innovation effect of Internet Courts does not trigger a superstar firm effect, indicating that digital judicial support for intelligent technology does not result in market monopolization. This paper deepens the understanding of how digital judicial reforms affect micro-level corporate behavior in China and offers a Chinese approach for other countries seeking to leverage new judicial models to strengthen digital governance and promote the high-quality development of the digital economy.

Key words: Internet Courts; intelligent technology; digital governance; digital economy

（责任编辑：王西民）