

能效信贷政策与绿色创新发展： 影响效应及作用机制

唐亮¹, 周卓凡¹, 赵恒凯¹, 郑军², 张雪洁²

(1. 阜阳师范大学商学院, 安徽 阜阳 236037;

2. 南京财经大学会计学院, 江苏 南京 210023)

摘要:绿色金融政策已成为链接经济跃升与绿色发展的关键枢纽,而能效信贷政策工具如何引领企业绿色创新亟待深思。以《能效信贷指引》为准自然实验,构建双重差分模型考察能效信贷政策对企业绿色创新的影响效应及作用机制。研究发现:能效信贷政策显著提升企业绿色创新水平,主要是通过提振投资者情绪、降低债务融资成本、进行实质性减产和推动环境责任履行来实现。此外,这种提升效应对于环保约束力较弱地区企业、重污染企业及受儒家文化影响较深企业更为明显。拓展性分析发现,能效信贷政策不仅能够促进企业绿色创新“增量提质”,而且有助于加速绿色创新成果转化,形成和培育新质生产力。研究结论拓展了能效信贷政策的绿色创新发展效应研究,为企业有效破解绿色创新困局,进而加快绿色转型步伐提供理论参考。

关键词:能效信贷政策;企业绿色创新;公司治理;新质生产力

中图分类号:F273.1;F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2026)01-0182-12

Energy efficiency credit policy and green innovation development: Impact effect and mechanism

TANG Liang¹, ZHOU Zhuofan¹, ZHAO Hengkai¹, ZHENG Jun², ZHANG Xuejie²

(1. School of Business, FYNU, Fuyang 236037, China; 2. School of Accountancy, NUFU, Nanjing 210023, China)

Abstract: Green finance policies have become a key hub linking economic growth and green development, and it is urgent to think deeply about how energy efficiency credit policy tools can lead green innovation in enterprises. Using the “Guidelines for Energy Efficiency Credit” as a natural experiment, a double difference model was constructed to examine the impact and mechanism of energy efficiency credit policies on corporate green innovation. Research has found that energy efficiency credit policies significantly enhance the level of green innovation in enterprises, mainly by boosting investor sentiment, reducing debt financing costs, implementing substantial production cuts, and promoting environmental responsibility. In addition, this enhancement effect is more pronounced for enterprises in areas with weaker environmental constraints, heavily polluting enterprises, and enterprises deeply influenced by Confucian culture. Expanded analysis reveals that energy efficiency credit policies not only promote the “incremental improvement” of green innovation in enterprises, but also help accelerate the transformation of green innovation achievements, forming and cultivating new quality productivity. The research conclusion expands the study on the green innovation development

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(23YJC790120);国家自然科学基金面上项目(72272073);安徽省社会科学规划项目(AHSKY2023D109);安徽省研究生质量工程项目(2024xsx129)。

作者简介:唐亮(1984—),男,安徽阜阳人,阜阳师范大学商学院副教授,博士,研究方向为公司治理与企业社会责任等。通信作者:郑军。

effect of energy efficiency credit policies, providing theoretical reference for enterprises to effectively solve the green innovation dilemma and accelerate the pace of green transformation.

Key words: Energy efficiency credit policies; corporate green innovation; corporate governance; new quality productivity

改革开放以来,我国经济取得跨越式发展,但生态环境面临着结构性、根源性、趋势性三重约束,成为生态治理进程的关键阻滞因素。党的二十大报告提出“推动绿色发展,促进人与自然的和谐共生”,首要任务就是“加快发展方式绿色转型”,兼顾“稳经济”与“优生态”已成为经济可持续发展的内在要义。区别于传统创新手段,绿色创新兼具环境保护和创新发展双重属性,是驱动经济绿色转型的核心引擎。作为微观市场主体,企业绿色创新已成为贯彻新发展理念、联通宏观战略与微观实践的双向传导载体。然而,囿于企业绿色创新具有“投入高+风险剧”等显性特征,加上绿色“外部性”难以得到市场补偿,削弱了企业绿色创新内生动力。因此,仅靠企业自身力量推动创新发展往往难以为继,为其赋予政策支持显得尤为重要。

近年来,如何有效激励企业进行绿色创新问题受到学界的广泛关注。既有研究主要从内外两个方面展开。从内部影响因素来看,社会责任履行^[1]、高管声誉塑造^[2]、数字技术应用^[3]和客户高集中度^[4]等因素均对企业绿色创新产出具有积极影响,而供应商高集中度则会对企业绿色创新产生不利影响。随着经济社会绿色发展转型的深入推进,相关研究开始从外部因素关注国家政策对企业绿色创新的影响效应,大气污染防治重点城市政策、环保立法、“两控区”等命令型环境规制^[5-6],以及碳排放权交易制度^[7]、环境权益交易市场^[8]等市场型环境规制均影响企业绿色创新水平。此外,亦有研究从需求侧证实了政府绿色采购对绿色创新的有效性^[9]。尤为值得关注的是,随着党的二十届三中全会指出“深化金融体制改革”,绿色金融“应运应时”而生,为绿色创新提供关键支撑。其中,绿色信贷作为一种重要的激励手段,深刻影响着企业的绿色创新行为选择。既有研究发现《绿色信贷指引》政策实施后,高污染

企业的绿色治理绩效显著增强^[10],更有可能通过绿色协同创新实现绿色价值共创^[11],有效赋能绿色转型提质增效^[12]。另外,绿色债券、绿色基金等绿色金融工具对企业绿色创新也存在积极作用^[13]。与上述研究相对应的是,也有文献发现《绿色信贷指引》政策实施虽然能增强高污染企业的绿色创新表现,却未能有效提升绿色创新质量^[14],甚至出现抑制作用,刺激了“绿色创新泡沫”的产生^[15]。上述研究结果表明,尽管绿色信贷政策能在一定程度上促进企业的信贷资源再配置,但也会诱发企业被动应付,采取非主动绿色研发的策略性创新行为,进而陷入“融资约束—创新下降”的恶性循环,背离引领绿色发展的长期目标。

2015年,原银监会印发《能效信贷指引》,积极支持产业结构调整和企业技术改造升级,提高能源利用效率,进一步推动了经济绿色转型发展。随着国家生态治理战略持续纵深,相较于广义绿色经济活动的融资支持工具,能效信贷作为一项纵向穿透型工具,着力聚焦能源效率提升,旨在强化银行等信贷机构在促进高耗能企业节能技术改造和重要产品升级换代的能效项目信贷审核与监管环节的关键角色,更符合“绿色节能降碳”政策导向对“重点行业能效提升”的转向要求。虽然韩先锋等^[16]的研究打开了该领域的“黑匣”,将能效信贷政策与企业绿色创新有机链接,但尚未构建二者统摄性作用机制支撑框架。进一步,该政策下绿色创新模式是否有助于培育和形成新质生产力,进而将绿色转型贯穿至整个经济高质量发展过程?这些议题在已有研究中均未明确解答,能效信贷与企业绿色创新关系的深层逻辑亟待进一步探索。

鉴于此,以2012—2023年A股上市企业为研究样本,构建双重差分模型探寻能效信贷政策驱动企业绿色创新的激励因素及内在逻辑。研究贡

献主要体现在以下几方面。①拓展了能效信贷政策实施效果评价的相关研究。从微观视角揭示能效信贷政策的企业绿色创新效应,并将研究扩展至新质生产力范畴,形成“能效信贷—企业绿色创新—新质生产力”完整研究链条,有助于全方位精准捕捉能效信贷政策实施的实质性效果,对认识能效信贷政策引领企业绿色发展提供新的佐证。②深入探索了能效信贷政策提升企业绿色创新的作用机理。塑造“内外螺旋”支撑体系,基于内(企业生产决策和环境责任履行)外(投资者情绪和债务融资)双重视角,重新揭示了能效信贷政策提升企业绿色创新水平的作用路径,进一步丰富了能效信贷政策影响企业绿色创新的微观传导机制。③从绿色创新的视角揭示了绿色金融对新质生产力的影响路径,拓展了新质生产力影响因素的研究边界。目前针对新质生产力的研究主要聚焦于新质生产力概念、特征、形成逻辑和实现路径等理论阐释层面,少有文献从绿色创新视角考察能效信贷这种独特的绿色金融政策对企业新质生产力形成的影响。本文从能效信贷政策实施视角切入,探索了绿色金融对企业新质生产力形成影响的具体渠道,为新形势下绿色金融助力新质生产力形成,服务经济社会高质量发展提供决策参考。

一、理论分析与研究假说

(一)能效信贷与企业绿色创新

囿于长期导向下绿色创新具有投资强度大、成果转化难等显性特征,若企业投入过多资源开展创新活动,其间所产生的期望效用可能会与投资者事与愿违。传统信贷政策往往以“捕利”为主要导向,容易诱导企业陷入策略性创新的“逐底竞争”泥潭,难以发挥对高质量绿色创新的长效支持作用。作为支撑产业生态化和经济绿色化的关键金融服务活动,能效信贷政策主要发挥“资金激励+成本优化”双重作用,对企业绿色创新产生长期内在动力。第一,能效信贷具备优胜劣汰的资金激励作用。信贷政策明确要求实施差异化资本分配和内部资金配套制度,当企业积极投资有利于促进绿色技术改造和产品升级换代的重点能效项

目并取得较好环境表现时,将更有可能获得规模更大、期限更长的能效信贷融资,进而加速金融资本要素向“强者”配给,这种带有逆向淘汰色彩的资金要素再分配机制会激发高生产率企业开展绿色创新的内生动力。受此资源补偿效应的驱动,企业倾向于进一步加大绿色创新投入,通过高质量绿色创新来增强和巩固市场竞争优势。第二,能效信贷具备精选优育的成本优化作用。能效信贷政策实施后,金融机构需要强化贷前审查和贷后管理。前者包括全面审查企业财务和生产经营情况,准确评估能效项目的节能收益;后者包括对信贷风险进行周期性评估,建立系统化信贷质量监控体系和风险预警制度。信贷合同执行力的加强提高了用能效率偏低企业的融资难度与经营风险,有助于精选一批具有优质能效项目的企业进行优育扶持,加快其节能技术改造或研发绿色新品步伐,通过生产效率的提高弥补研发成本带来的负面影响,激发绿色创新水平提升。基于此,本文提出假设 1。

假设 H1:能效信贷政策对企业绿色创新产生正向促进作用。

在此基础上,从“内外螺旋”视角切入,深入剖析能效信贷政策增益企业绿色创新的传导机制及其内在逻辑,作用路径机制如图 1 所示。

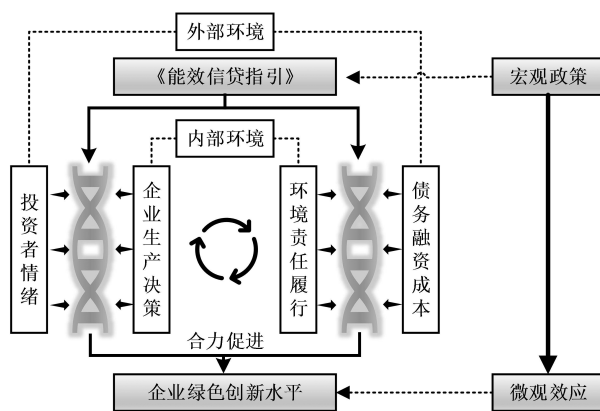


图 1 路径机制分析

(二)外螺旋视角下的作用机制

1. 提振投资者情绪

能效信贷政策指出,对于准入项目及企业将

加快能效信贷产品和服务创新。根据信号传递理论,若企业获得信贷支持,相当于得到“国家背书”,会向外界传递企业未来发展前景良好的积极信号,有助于吸引具有绿色偏好的社会资本大规模涌入,为绿色创新添薪续力。一方面,能效信贷依托专业化信贷协作框架的构建,增强了企业披露高质量绿色节能项目的动机,有助于增强投资者对这类优质企业的了解和认知,进而提振投资者情绪。投资者情绪提振意味着绿色企业在市场中的价值预期得到大幅跃升^[17],会吸引更多的绿色投资者进入,营造出“投资热”的氛围。已有研究指出,投资者情绪提振引发的股价上升会促进企业进行股权融资或以股权为质押物的债权融资^[18],进一步拓宽了融资渠道,为企业绿色创新保驾护航。另一方面,对于获取能效信贷支持的企业,在承担高昂治理费用却并未表现出良好生态治理效应时,极易产生来源于投资者的“愤怒成本”^[14]。因此,为维持自身绿色声誉,管理者将努力谋求高质量绿色创新,以此迎合情绪高涨投资者的环保诉求。同时,高涨的投资者情绪也将一定程度上塑造管理者的自信心理,使其更加乐意接受挑战,尤其是高质量绿色创新这种颇具挑战性的风险性投资^[19]。基于此,本文提出假设2。

假设 H2:能效信贷政策可以通过提振投资者情绪促进企业绿色创新。

2. 降低债务融资成本

能效信贷政策旨在将能效专项贷款作为关键工具,引导企业采纳能效项目改造和合同能源管理等策略,加快绿色转型步伐。一方面,能效信贷明确要求金融机构综合考虑提供能效项目的风险水平,以及借款企业的财务状况、节能收益等信息,不仅为企业实施绿色节能改造和信息披露提供了明晰的指南,而且降低了金融机构获取能效项目实际收益和企业真实绿色创新能力信息的成本,减少了金融机构对企业和能效项目的风险感知,从而能以更低的利率和更优惠的条款提供信贷支持,有助于降低企业债务融资成本。另一方面,能效信贷要求金融机构建立信贷推广的激励

约束机制,优先保证信贷专项规模,在风险可控的前提下鼓励加大信贷投放力度,这种扶持性的信贷合同不但有效减少了信贷获取的暗箱操作和寻租空间,润滑银企关系,提升企业能效融资的便捷性,有助于降低债务融资成本,而且会在一定程度上改变金融机构对于借款企业和能效项目未来市场前景的预期,引导和促进信贷资金投向绿色友好的能效项目,进一步降低债务融资成本。已有研究表明,债务融资成本下降将直接增加企业可支配现金流,为企业绿色创新发展提供资金保证,有利于企业开展技术创新活动^[20],提升绿色创新成效。基于此,本文提出假设3。

假设 H3:能效信贷政策可以通过降低债务融资成本促进企业绿色创新。

(三) 内螺旋视角下的作用机制

1. 改善企业生产决策

企业的生产规模与其环境效益密不可分,生产规模越大通常意味着能耗更高,排污更甚^[21]。能效信贷因资金配给属性而具有“激励+约束”双重机制,会潜移默化地影响企业生产决策。一方面,从激励属性来看,政策针对优质能效项目给予倾向性补贴与专项扶持。借款企业为达到信贷支持门槛,会减少当前产量,将优势资源重新配置到高质量的能效项目中,更能满足政策目标和契合信贷优惠条款。另一方面,从约束机制来看,政策对于定期风险评价更为严格,并要求建立信贷质量监控和风险预警制度,迫使企业改善生产决策以遏制增污趋势。一般而言,企业生产决策主要包括策略性减产和实质性减产两种。前者是企业迎合外部政策的权宜之计,仅依靠减少产量而不进行任何工艺改进,具有明显短视主义色彩;后者是长期导向下淘汰落后生产设备而不断进行实质性改进^[22]。近年来,国家绿色发展战略持续纵深,能效信贷是市场经济体系逐步完善进程中,推动企业绿色转型发展的关键性政策工具,其长期性和专项性等特征决定了任何策略性行为无异于饮鸩止渴,并非治本良策。采取策略性减产的企业会造成生产波动的加剧,并影响经营绩效,致使金

融机构在开展企业信贷评估时采取更为审慎的态度,从而会增加企业的融资难度。相反,对于致力于实质性改进的企业,通过不断释放低质能效项目及设备所占用的资源,将其转而用于绿色技术创新和工艺流程升级^[23],能实现更好的经济效益,为企业转型升级创造有利条件,更容易得到金融机构的青睐。基于此,本文提出假设 4。

假设 H4:能效信贷政策可以通过改善企业生产决策促进企业绿色创新。

2. 推动环境责任履行

能效信贷明确要求金融机构全面调查能效项目的技术风险和节能效益,详细审查环境管理的合规性,确认是否符合国家环保法规。这种严格的合规性审核促使企业关注节能减排技术风险和潜在商业价值的同时,更应关注绿色创新所衍生的生态效益。一方面,能效信贷详尽列出节能项目名录和技术细则,将环境风险因素纳入审查考察范畴,若企业长期保持较高能耗水平和较低生态治理标准,金融机构会将其列入信贷“非准入”名单,拒绝提供贷款和融资支持。因此,企业会通过增加环保项目投资、促进绿色工艺升级、加大绿色技术改造等实质性绿色创新举措,积极履行环境责任,向金融机构充分展现绿色环保形象,以迎合政策环保目标。另一方面,能效信贷规定了金融机构对企业进行风险监控的可能性,从而推动企业研发、应用环境保护新技术以提升其在环境履约方面的合规水平与执行效能。如果发现能效项目出现重大异常,节能减排效果不能达到国家政策调整最新标准,实际节能收益低于预期收益,则金融机构很可能会要求企业提前还贷,中止信贷契约。因此,能效信贷可能采取的提前还贷对企业形成了一种强有力的威胁,从而引导企业提高绿色创新水平,积极承担政府赋予的经济目标与社会责任。此外,市场上部分先行企业捕获发展契机,通过积极履行环境责任并取得相应成效时,其他企业为保证自身竞争优势便会争相效仿。这一过程不仅贯通了绿色供应链,加快提升企业绿色创新水平,更以“示范效应”推动整个行业绿

色转型发展。基于此,本文提出假设 5。

假设 H5:能效信贷政策通过推动环境责任履行促进企业绿色创新。

二、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取 2012—2023 年 A 股上市企业为研究对象,同时借鉴韩先锋等^[16]的做法,依据中国上市公司协会行业分类标准,将处于 B(采矿业)、C(制造业)、D(电力、热力、燃气及水生产和供应业)、E(建筑业)及 G 中的交通运输业等试点行业企业作为处理组,将其余行业企业作为对照组。在剔除当年 ST、*ST、资不抵债、金融业及关键变量数据缺失的样本后,最终获得 38 595 个样本观测值,并对连续型变量进行上下 1% 的缩尾处理。绿色专利数据来源于国家知识产权局,企业财务及特征数据来源于国泰安数据库,地区层面数据来源于《中国统计年鉴》。

(二)模型构建

为检验能效信贷政策实施对企业绿色创新的影响,构建模型为:

$$GI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中因变量是企业绿色创新水平 GI ,采用企业绿色专利授权量来刻画^[24]。在稳健性检验中,进一步采用绿色专利授予量占当年专利授予总量的比重^[25]和绿色专利申请量^[26]衡量。自变量是 $Treat \times Post$,如果样本企业属于能效信贷政策试点行业, $Treat$ 取值为 1,否则为 0;如果样本年份在 2015 年及之后, $Post$ 取值为 1,否则为 0。 $Controls$ 为一系列控制变量合集, μ 和 γ 分别为企业和年份固定效应。 α_1 为重点关注系数,该系数捕捉了能效信贷政策对企业绿色创新的影响,若显著为正,则说明能效信贷促进了企业绿色创新水平提升,反之则为抑制。

此外,参考既有研究,选取公司规模($Size$)、财务杠杆(Lev)、盈利能力(Roa)、固定资产占比($Fixed$)、主营业务增长($Growth$)、成长机会($TobinQ$)、独立董事占比($Indep$)、两职合一($Dual$)、上市年限(Age)、员

工规模 (*Employee*) 等企业层面的控制变量,以及经济发展水平 (*lnGDP*)、产业结构 (*lnFI*)、地区金融发展水平 (*FD*) 等地区制度环境层面的控制变量。

三、实证结果

(一) 基准回归结果

满足平行趋势假设是确保双重差分计量结果无偏的首要条件,在进行基准回归之前,采用事件研究法来考察处理组和控制组是否满足共同趋势假设。以政策实施的前一期为基期,结果如图 2 所示,政策实施前交乘项估计系数不显著异于零,表明对照组与处理组不存在显著差异,因此不能拒绝平行趋势假设成立的可能性。动态效应来看,政策实施当年交乘项的系数显著为正,且持续作用于随后绝大部分年份,为后续研究奠定良好开端。

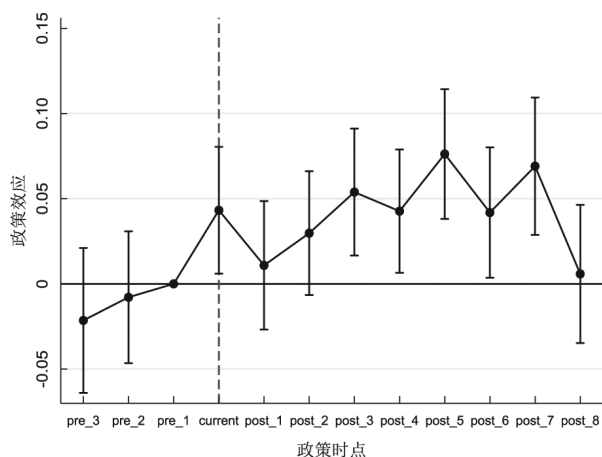


图 2 个体安慰剂检验效果图

在此基础上,考察能效信贷政策实施对企业绿色创新的影响,表 1 报告了相关回归结果。在第 (1) 列中没有考虑相关控制变量时,发现交互项 *Treat × Post* 系数显著为正,在第 (2) 列和第 (3) 列逐步将企业层面和地区层面控制变量纳入模型后,发现交互项 *Treat × Post* 系数仍显著为正,这表明能效信贷政策实施后企业的绿色创新水平显著提升,假设 H1 得到验证。

(二) 稳健性分析

1. 反事实检验

考虑能效信贷对企业绿色创新的影响可能受

表 1 能效信贷政策与企业绿色创新

自变量	因变量: <i>GI</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat × Post</i>	0.045*** (4.454)	0.052*** (5.061)	0.050*** (4.906)
企业层面控制变量	—	控制	控制
地区层面控制变量	—	—	控制
<i>Constant</i>	0.253*** (38.099)	-1.065*** (-5.185)	-1.341*** (-4.642)
企业固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	38 595	38 595	38 595
<i>R</i> ²	0.701	0.702	0.702

注:括号内企业层面聚类标准误 *t* 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。

其他潜在因素干扰,采用两种反事实检验进行验证。第一,个体安慰剂。随机抽取与原处理组数量相同的企业作为伪处理组,随后构建伪处理组虚拟变量,将其与政策实施时间虚拟变量的交乘项纳入回归分析,重复操作 500 次,可以发现随机抽样估计系数符合正态分布且绝大部分 *p* 值大于 0.1,排除潜在因素影响。第二,时间安慰剂。将政策实施时间提前 2 年,以伪政策实施时间为基础重新构建交互项进行回归分析,同时将样本区间调整为政策实施之前(2012—2014)。结果如表 2 第 (1) 列所示,可以发现交互项 *Treat × Post* 的系数未通过显著性检验,表明能效信贷促进企业绿色创新并非偶然,实证结果稳健。

2. 样本自选择偏误问题

为克服样本自选择引致的内生性问题,采用倾向得分匹配 (PSM) 和熵平衡匹配 (EBM) 方法对处理组与对照组进行有效处理,使其具有可比性。第一,采用 PSM-DID 检验。将控制变量作为协变量,采用 1:1 最临近逐年匹配的方法对处理组和控制组进行匹配,对匹配后的样本重新进行回归,结果如表 2 第 (2) 列所示,没有发生异常变化。第二,采用 EBM-DID 检验。由于 PSM 模型设定存在一定局限,可能部分样本在匹配中缺失,导致估计结果不准确,因此采用 EBM 作为补充研究。对于协变量维度的控制方法,采用所有协变量的一阶、二阶、三阶及所有一阶交互项进行匹配,以此最大程度地平衡样本并实现精准匹配,对匹配后样本重新进行回归,结果如表 2 第 (3) 列所示,发现回

归结果与基准回归结果基本一致,没有发生异常变化。

表 2 时间安慰剂、样本自选择偏误

自变量	因变量:GI		
	(1)	(2)	(3)
	时间安慰剂	样本自选择偏误问题	
		PSM—DID	EBM—DID
<i>Treat × Post</i>	0.021 (1.427)	0.046 *** (2.766)	0.047 ** (2.566)
控制变量	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-0.781 (-0.753)	-0.649 (-1.530)	-0.415 (-1.076)
企业固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	6 737	12 202	38 595
<i>R</i> ²	0.788	0.751	0.741

3. 工具变量法

当企业绿色创新水平更高时,可能更符合能效信贷授信条件,从而产生潜在反向因果关系。采用工具变量法来减轻内生性问题对上述结果的影响,选取企业所在省份银行网点数量加 1 取对数 (*Bank*) 作为工具变量^[27],当银行网点较多时,绿色金融服务可及性较强,其信息共享与合作机会更为频繁,有助于管理部门捕获市场动态并制定更为有效的政策指引,进而促进政策推广,满足相关性原则。同时,银行网点数量理论上是脱离企业绿色创新而存在的,符合外生性原则。两阶段回归结果如表 3 所示,从第(1)列中可以发现 *Bank* 的系数显著为正,表明企业所在省份银行网点数量对能效信贷政策存在显著正向影响,并且不存在识别不足和弱工具变量问题。另外,从第(2)列中可以发现,交互项 *Treat × Post* 系数仍显著为正,表明上述结果依然成立。

表 3 工具变量法

变量	第一阶段	第二阶段
	因变量: <i>Treat × Post</i>	因变量:GI
	(1)	(2)
<i>Bank</i>	0.116 *** (4.990)	—
<i>Treat × Post</i>	—	0.749 ** (2.430)
Kleibergen-Paap rkLM statistic	25.146	
Kleibergen-Paap rk Wald F	24.892	
控制变量	控制	控制
企业/时间固定效应	控制	控制
<i>N</i>	38 595	38 595

4. 其他稳健性检验

(1) 剔除样本的检验。研究结果可能会受到相关重大事件干扰而缺乏可信度,如 2018 年中美贸易摩擦和 2020 年新冠疫情可能导致企业的绿色创新面临更多不确定性和风险,对持续发展造成显著影响。本文剔除 2018 年以后样本进行回归发现上述结果依然成立。

(2) 替换绿色创新度量方法。采用绿色专利授予量占当年专利授予总量的比重和绿色专利申请量衡量企业绿色创新水平,发现上述结果没有异常变化。

(3) 增加固定效应。不同城市在经济、文化等方面可能存在显著差异,同时为了消除行业内不可测因素对上述结果的干扰,通过增加城市、行业固定效应减少相关差异带来的潜在影响,发现上述结果没有异常变化。

(4) 滞后一期控制变量。控制变量与企业绿色创新之间可能存在一定因果关系,因此将滞后一期控制变量纳入模型重新进行回归,发现上述结果保持不变。

(5) 排除其他政策干扰。2017 年绿色金融改革创新试验区首次设立,作为金融领域纵深发展的“集大成者”,为企业绿色创新提供了全方位支持,通过将绿色金融试点政策虚拟变量纳入回归模型,发现上述结果没有异常变化。

(三) 中介效应检验

1. “外螺旋”中介效应

首先,考察能效信贷政策实施能否通过提振投资者情绪,进而促进企业绿色创新。投资者情绪 (*Sentiment*) 采用两种方式进行测度:一是使用企业基础因素(营业收入增长率等多项指标)与投资者情绪 4 个维度(账面市值比、股票收益动量、托宾 Q 及股票换手率)进行正交,将残差作为替代变量进行主成分分析,取前两个合计解释力度为 85% 的主成分因子,最终合成投资者情绪 (*Sentiment_1*)^[28];二是计算出企业操控性应计项目,将应计项目中主观部分分离出作为投资者情绪的替代变量 (*Sentiment_2*),并对最终结果进行 Z 标准化^[29]。回归结果如表 4 所示,在第(1)列和第(2)列中可以发现交互项

Treat × Post 系数显著为正,表明能效信贷政策显著提升了投资者情绪。该结果说明,获得能效信贷政策支持的企业被贴上“国家背书”标签,投资者对其潜在“绿色收益可塑性”信心倍增,进而诱发了投资者积极情绪。为迎合投资者高涨期望与可持续发展诉求,同时伴随绿色融资渠道的拓宽,政策绿色效应呈“雁阵式”扩大,假设 H2 得到验证。

其次,考察能效信贷政策实施能否通过降低债务融资成本,进而促进企业绿色创新。债务融资成本(*Cost*)采用企业利息支出、手续费支出和其他财务费用总额占期末总负债比重来衡量^[30]。回归结果如表 4 所示,在第(3)列中可以发现交互项 *Treat × Post* 系数显著为负,表明能效信贷政策显著降低了债务融资成本。该结果说明,能效信贷政策为企业开辟了外源资金绿色通道,对于发展前景较好的能效项目进行资源倾斜,降低了企业债务融资成本,为其绿色创新注入成长资金,提升了绿色创新水平,假设 H3 得到验证。

2. “内螺旋”中介效应

首先,考察能效信贷政策实施能否通过改善企业生产决策,进而促进企业绿色创新。企业生产决策采用两种方式进行测度:一是企业产量(*Production*),将企业当年新增营业成本与存货二者求和后除以年末总资产作为其代理变量,乘以 100 进行量纲处理;二是采用实质性改进(*Dispose*)来刻画,采用企业当年新增“处置固定资产、无形资产和其他长期资产收到的现金”除以年末总资产进行衡量,乘以 100 进行量纲处理^[22]。回归结果如表 4 所示,在第(4)列中可以发现交互项 *Treat × Post* 系数显著为负,在第(5)列中可以发现交互项 *Treat × Post* 系数显著为正,表明能效信贷政策显著降低了企业生产规模,促进了实质性改进。该结果说明,企业会通过减产策略满足能效信贷政策要求,同时通过减少低质能效项目资金占用,用于绿色技术创新和工艺流程升级,加快了绿色创新步伐,假设 H4 得到验证。

其次,考察能效信贷政策实施能否通过推动环境责任履行,进而促进企业绿色创新。环境责

任履行(*CER*)采用综合测度体系进行刻画^[31],根据企业环保信息对每一指标层进行赋值,汇总合计值描述环境责任。回归结果如表 4 所示,在第(6)列中可以发现交互项 *Treat × Post* 系数显著为正,表明能效信贷政策显著增强了企业环境责任履行。该结果说明,能效信贷政策可能采取的提前还贷措施对企业形成了一种强有力威慑,从而会促进企业研发并采用有利于环境保护的新技术,以提高其在环境责任履约方面的遵守情况。进一步,企业塑造了积极投身于生态治理的“绿色声誉”,为维持声誉吸引的资源聚集,企业绿色创新水平将螺旋式上升,假设 H5 得到验证。

表 4 作用机制检验

自变量	投资者情绪		债务融资成本	企业生产决策		环境责任履行
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	因变量: <i>Sentiment_1</i>	因变量: <i>Sentiment_2</i>	因变量: <i>Cost</i>	因变量: <i>Production</i>	因变量: <i>Dispose</i>	因变量: <i>CER</i>
<i>Treat × Post</i>	0.077 *** (5.980)	0.103 ** (2.523)	-0.004 *** (-10.299)	-1.279 * (-1.693)	0.049 ** (2.412)	1.120 *** (16.958)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	-2.326 *** (-5.986)	2.069 * (1.898)	-0.022 ** (-2.211)	138.520 *** (7.680)	1.336 ** (2.207)	-11.022 *** (-4.642)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	31 193	27 384	37 617	35 896	36 200	33 659
<i>R</i> ²	0.621	0.096	0.671	0.826	0.257	0.744

(四)异质性分析

1. 宏观视角—地区环保约束

作为国家宏观调控的政策工具,能效信贷效应可能受到地区环保约束特征的影响。理论上,当企业面临的环保诉讼风险较低,以及地方政府对环境规制程度较低时,企业的资源消耗和污染排放行为更难受到约束。能效信贷政策实施后,金融机构会加强对能效项目调查和考评等全流程业务环节的监管,淘汰绿色技术与用能效率低下的企业,倒逼其开展绿色创新活动。因此可以预期,当地区环保约束水平较低时,能效信贷政策实施对企业绿色创新的影响更明显。采用环保法庭是否设立和环境规制强度反映地区环保约束水平。首先,按企业所在地区是否设立环保法庭(*Court*)进行分组,若企业所在地区法院设立环保审判庭,则赋值为 1,反之为 0^[32]。从表 5 的第(1)列和第(2)列中可以发现,当企业所在地区没有设立环保法庭时,交互项 *Treat × Post* 系数显著为正,

当企业所在地区设立环保法庭时,交互项 $Treat \times Post$ 系数不显著,并且组间系数差异显著。其次,选取政府工作报告中环境相关词汇出现频数度量地区环境规制强度^[33],并以城市—行业平均值划分为强弱两组进行分组。从表 5 的第(3)列和第(4)列中可以发现,尽管企业所在地区政府对环境规制程度较强和较弱时交互项 $Treat \times Post$ 系数都显著为正,但是企业所在地区政府对环境规制程度较弱时交互项 $Treat \times Post$ 系数显著更大,这表明当企业所在地区的环境规制强度更低时,能效信贷政策对企业绿色创新的正向促进作用更明显。

表 5 能效信贷政策、地区环保约束与企业绿色创新

自变量	因变量: GI			
	(1) 环保法庭 设立	(2) 环保法庭 未设立	(3) 地区环境 规制强	(4) 地区环境 规制弱
$Treat \times Post$	0.025 (0.892)	0.064 *** (4.671)	0.050 *** (3.452)	0.087 *** (3.844)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Constant	-1.248 * (-1.876)	-1.421 *** (-2.845)	-0.658 (-1.193)	-1.745 *** (-3.372)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	17 909	16 622	15 699	17 443
R^2	0.770	0.704	0.729	0.753
组间系数检验	0.039 ** ($P=0.048$)		0.037 * ($P=0.075$)	

2. 中观视角—行业污染属性

不同行业属性企业在节能排放和技术构成方面存在一定差异,能效信贷所映射出的绿色创新效应也应有所不同。理论上,重污染行业企业面临经济效益与绿色转型的双重矛盾更大,为了获取能效信贷政策支持,相关企业需要放弃先前依靠污染换取低成本生产的经营方式,加快生产技术改造或研发新品的步伐,通过绿色创新实现节能减排和生产效率提高。因此可以预期,相较于非重污染行业企业而言,能效信贷政策实施对重污染行业企业绿色创新的影响更明显。参考潘爱玲等^[34]的做法,将样本划分为重污染和非重污染两组,从表 6 第(1)列和第(2)列可以发现,尽管在企业属于非重污染行业和重污染行业时交互项 $Treat \times Post$ 系数都显著为正,但是当企业属于重污染行业时交互项 $Treat \times Post$ 系数更大,这表明相较于非重污染行业企业而言,能效信贷政策实施

对重污染行业企业绿色创新的影响更明显。

3. 微观视角—儒家文化影响

作为独特的非正式制度,儒家文化蕴含的“人类应顺应自然规律”理念与“双碳”战略目标高度契合,为组织运行提供了道德指引与行为规范,进而可能会影响能效信贷的绿色创新效应。理论上,受儒家文化影响越深的企业“义利观”更为明晰,这种价值观浸润潜移默化地影响企业战略规划和日常运营,可以有效塑造管理者的长期导向和责任意识,减少采取停产减产、污染转移等短期策略的机会主义行为,进而改善资源配置效率,促使内外部相关资源向绿色创新领域倾斜,提高企业绿色创新水平。因此可以预期,相较于儒家文化影响浅的企业而言,能效信贷政策实施对儒家文化影响深的企业绿色创新影响更明显。采用企业注册地半径 300 km 范围内的孔庙数量作为其受儒家文化影响程度^[35],按行业—年份中位数将样本划分为影响程度深浅两组,从表 6 第(3)列和第(4)列可以发现,尽管在企业受儒家文化影响深或浅时交互项 $Treat \times Post$ 系数都显著为正,但是当企业受儒家文化影响深时交互项 $Treat \times Post$ 系数更大,这表明相较于儒家文化影响浅的企业而言,能效信贷政策实施对儒家文化影响深的企业绿色创新效果更明显。

表 6 能效信贷政策、行业属性、文化影响与企业绿色创新

自变量	因变量: GI			
	(1) 重污染行业	(2) 非重污染 行业	(3) 儒家文化 影响深	(4) 儒家文化 影响浅
$Treat \times Post$	0.127 *** (3.740)	0.055 *** (4.776)	0.075 *** (4.665)	0.026 * (1.883)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Constant	1.145 * (1.763)	-1.998 *** (-5.751)	-2.168 *** (-3.964)	-1.547 *** (-3.714)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	8 244	30 329	17 858	20 564
R^2	0.618	0.722	0.697	0.717
组间系数检验	-0.072 ** ($P=0.010$)		-0.049 ** ($P=0.016$)	

四、进一步研究

(一)厚积薄发抑或停滞不前:能效信贷能否促进企业绿色创新质量

在命运共同体和环境保护成为共识的背景

下,兼顾绿色创新“量质并举”已成为经济社会高质量发展的内涵要义。由此思考,能效信贷政策在提升企业绿色创新水平方面发挥着重要作用,其绿色创新效应是否会停滞于数量层面,抑或是在厚积薄发中向内涵式纵深,从而形成绿色创新的“量质并举”之势?基于此,采用企业绿色专利引用量(GI_Q)和剔除自引次数后的绿色专利引用量(GI_Q1)来衡量绿色创新质量^[36],以考察能效信贷能否促进企业绿色创新质量提升。表7报告了回归结果,无论是否控制相关变量,都可以发现交互项 $Treat \times Post$ 系数显著为正,表明能效信贷政策实施能够显著提升企业绿色专利的引用量。上述结果说明能效信贷结合行业特征和资源禀赋为企业绿色创新持续赋能,由此逐渐形成资源集聚效应,为其实现高质量绿色转型奠定坚实基础。

表7 能效信贷政策与企业绿色创新质量

自变量	因变量: GI_Q		因变量: GI_Q1	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat \times Post$	0.107 *** (7.076)	0.122 *** (7.976)	0.120 *** (8.019)	0.133 *** (8.816)
控制变量		控制		控制
Constant	0.492 *** (50.460)	-3.937 *** (-8.864)	0.446 *** (46.044)	-4.056 *** (-9.320)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
N	38 595	38 595	38 595	38 595
R^2	0.782	0.786	0.771	0.776

(二)锦上添花:绿色创新效应下新质生产力的形成

习近平总书记强调“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力”。能效信贷政策下绿色创新模式是否有助于形成和培育新质生产力,是否将绿色低碳战略和高质量发展贯穿至整个经济发展过程?通过构建“能效信贷政策—企业绿色创新—新质生产力”这一研究链条,借鉴王海等^[37]的做法,采用两阶段模型对能效信贷促进企业绿色创新的经济后果展开讨论。第一阶段见模型(1),第二阶段模型为:

$$NPRO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{GI}_{i,t-1} + \beta_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$NPRO_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \widehat{GI_Q}_{i,t-1} + \theta_2 Controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $NPRO$ 为企业新质生产力水平, \widehat{GI} 和 $\widehat{GI_Q}$ 分别为企业绿色创新数量和质量。基于生产要素理论,构建包含劳动力(活劳动和物化劳动)和生产工具(硬科技和软科技)在内的指标体系,利用熵值法最终测算出企业新质生产力^[38]。值得说明的是,第二阶段是利用第一阶段拟合值(能效信贷对企业绿色创新的影响效果)的滞后项作为解释变量来对企业新质生产力进行回归分析。表8报告了回归结果,数量 \widehat{GI} 和质量 $\widehat{GI_Q}$ 系数均显著为正,表明能效信贷政策可以通过促进企业绿色创新,进而加快新质生产力的培育与形成。该结果说明能效信贷有效发挥优胜劣汰的资金激励作用,加速创新资本向具有优质能效项目的企业流动,实现绿色创新规模扩张,夯实新质生产力基础。同时,信贷资金能发挥精选优育的成本优化作用,为绿色生产技术更新迭代和研发需求提供支撑,增强发展的可持续性与韧性,加快成果落地,提升绿色创新质量,从而塑造新质生产力内核。

表8 能效信贷政策、企业绿色创新与新质生产力

自变量	因变量: $NPRO$	
	(1)	(2)
\widehat{GI}	1.166 * (1.941)	—
$\widehat{GI_Q}$	—	0.598 ** (2.568)
控制变量	控制	控制
Constant	-9.444 *** (-5.221)	-8.496 *** (-4.511)
企业固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
N	26 694	26 694
R^2	0.869	0.869

五、研究结论与政策建议

(一)研究结论

作为中国特色绿色金融体系建设的又一标志性事件,中国政府于2015年推出了《能效信贷指引》,旨在促进电力、煤炭、钢铁、石化、建材等高能耗行业进行节能技术改造和产业结构升级。本文

以《能效信贷指引》实施为准自然实验,构建双重差分模型考察了其对企业绿色创新的影响。研究表明,能效信贷政策能够促进企业绿色创新水平显著提升,并且在经过多种稳健性检验后仍然成立。机制检验表明,能效信贷政策通过提振投资者情绪、降低债务融资成本、改进企业生产决策和推动环境责任履行促进企业绿色创新水平提升。异质性分析发现,能效信贷对企业绿色创新的促进作用在环保约束较弱地区企业、重污染企业及受儒家文化影响较深企业中更为明显。进一步研究发现,能效信贷政策不仅能够促进企业绿色创新“增量提质”,而且有助于加速绿色创新成果转化,形成和培育新质生产力。

(二) 政策建议

第一,注重完善能效信贷的激励与优化双重作用机制,激发企业绿色转型内在动力。一方面,金融机构要高度重视能效信贷政策的优胜劣汰功能,加大对高能耗产业的节能技术改造、产品升级换代的引导力度,优先配置和定向增加对相应领域的资金投放,帮助企业实现绿色转型发展。另一方面,金融机构应科学利用能效信贷工具的精选优育功能,明晰信贷业务范围,科学实施信贷审查,规范业务办理流程,强化评估监管制度,充分发挥市场化手段的激励效应,推动有意参与节能改造的企业完成技术革新。

第二,打造以能效信贷为代表的差异化绿色金融工具,引导资源流入绿色创新领域。一方面,政府相关部门应充分发挥能效信贷政策在助推绿色发展进程中的示范引领作用,构建一套“内外螺旋”的支撑体系,吸引更多社会资本流入绿色创新领域,鼓励企业建立绿色导向的生产决策机制,通过积极履行环境责任树立良好绿色形象。另一方面,强化绿色信贷政策体系顶层设计,建立更为严格的能效项目认证体系和信息披露要求,同时完善相应的风险补偿和环保奖励等机制,推动信贷资源精准流向经济、环境、社会效益好的企业,着力降低企业的债务融资成本。

第三,探索能效信贷产品开发和绿色金融服务优化改革,赋能培育发展新质生产力。一方面,金融机构要培养和吸纳具有金融和节能环保专业知识的人才,丰富以能效信贷为代表的金融产品供给,有效扩大能效信贷融资来源,推动绿色创新能力强、市场应用潜力高的企业形成和发展新质生产力。另一方面,鼓励金融机构考虑企业所处地区和行业的差异,因地制宜地为企业绿色创新提供差异化的能效信贷产品和绿色金融服务,鼓励管理者树立环保意识,推动企业绿色创新的“量质并举”,从而加快新质生产力的形成。

参考文献:

- [1] 冉戎,董迪,胡轩,等. 抑制或促进:企业社会责任与绿色创新绩效[J]. 科研管理, 2023, 44(6): 95-106.
- [2] 徐宁,白英杰,李昱潼. 高管声誉驱动绿色创新的双路径机制:时间导向与信号传递的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2024, 45(8): 162-181.
- [3] 杨鹏,孙伟增. 企业数字技术应用对绿色创新质量的影响研究[J]. 管理学报, 2024, 21(2): 232-239.
- [4] 李宛,陈良华,迟颖颖. 供应商/客户集中度与企业绿色创新[J]. 软科学, 2023, 37(3): 97-102,126.
- [5] 唐亮,姜海锋,郑军,等. 生态法治建设如何引领绿色发展转型:新《环保法》实施对企业绿色技术创新的影响[J]. 中国软科学, 2023(8): 43-53.
- [6] 张冬洋. 环境政策如何影响中国企业升级:来自“两控区”政策的准自然实验[J]. 产业经济研究, 2020(5): 73-85.
- [7] 王丹丹,杨勃. 碳排放权交易制度对控排企业绿色技术创新的驱动机制研究:基于市场逻辑视角[J]. 软科学, 2024, 38(12): 71-78.
- [8] 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.
- [9] 江鑫,胡文涛,许文立,等. 政府绿色采购如何激发企业绿色创新活力[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(11): 200-220.
- [10] 张尧,郭晓旭. 绿色信贷政策对企业绿色治理绩效的影响研究:基于政策传导视角[J]. 管理学报, 2023, 36(5): 76-95.
- [11] 解学梅,王梦鸽,陈佳玲. 聚“绿”成金:《绿色信贷指引》如何通过驱动绿色协同创新实现绿色价值共创? [J].

- 系统工程理论与实践,2025,45(11):3598-3624.
- [12]秦腾,马剑锋,佟金萍,等.绿色信贷、市场化与重污染企业绿色转型升级:有调节的中介效应[J].软科学,2024,38(10):113-119,135.
- [13]傅倩,赵生良.绿色金融助力企业绿色创新发展:评《绿色金融支持企业创新研究》[J].当代财经,2025(2):2,165.
- [14]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):173-188,111.
- [15]徐保昌,李佳慧,李思慧.中国绿色信贷政策是否刺激了“创新泡沫”产生:企业绿色创新质量视角[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023,23(5):44-60.
- [16]韩先锋,郑酌基,李雪琴,等.能效信贷政策对企业实质性绿色创新的影响[J].科研管理,2025,46(10):155-163.
- [17]马亚明,胡春阳,刘鑫龙.发行绿色债券与提升企业价值:基于DID模型的中介效应检验[J].金融论坛,2020,25(9):29-39.
- [18]任晓松,孙莎,马茜,等.新能源汽车推广政策、融资约束与绿色技术创新[J].管理评论,2024,36(1):131-148.
- [19]唐玮,崔也光,罗孟旒.投资者情绪与企业创新投入:基于管理者过度自信中介渠道[J].北京工商大学学报(社会科学版),2017,32(4):66-77.
- [20]王玉泽,罗能生,刘文彬.什么样的杠杆率有利于企业创新[J].中国工业经济,2019(3):138-155.
- [21]薛爽,赵泽朋,王迪.企业排污的信息价值及其识别:基于钢铁企业空气污染的研究[J].金融研究,2017(1):162-176.
- [22]毛奕欢,林雁,谭洪涛.中央环保督察与企业生产决策:来自企业实质性改进的证据[J].产业经济研究,2022(3):15-27.
- [23]姚雪松,徐晓光.绿色金融赋能企业绿色技术创新的影响与机制研究:基于“市场—政府”双螺旋支持下的效力检验[J].云南民族大学学报(哲学社会科学版),2023,40(2):119-129.
- [24]苏昕,石相娇,钟熙.企业非对称履行股东和员工责任如何影响绿色创新?:基于最优区分理论视角[J].会计研究,2025,(11):150-164.
- [25]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):178-196.
- [26]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,2016,51(4):60-73.
- [27]张勇,贾静雯.企业绿色信贷的绿色创新效应研究:来自文本分析方法度量的绿色信贷证据[J].金融论坛,2024,29(8):59-69,80.
- [28]靳光辉,刘志远,黄宏斌.投资者情绪与公司投资效率:基于薪酬激励与债务融资治理效应的实证研究[J].当代财经,2015(3):119-129.
- [29]张庆,朱迪星.投资者情绪、管理层持股与企业实际投资:来自中国上市公司的经验证据[J].南开管理评论,2014,17(4):120-127,139.
- [30]郑军,林钟高,彭琳.货币政策、内部控制质量与债务融资成本[J].当代财经,2013(9):118-129.
- [31]陈爱珍,王闯.企业环境责任、绿色技术创新与企业财务绩效[J].税务与经济,2023(4):82-89.
- [32]徐洁,李琳.环境司法专门化对企业绿色转型的影响及其作用机制[J].中国人口·资源与环境,2024,34(5):137-148.
- [33]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,53(2):20-34.
- [34]潘爱玲,刘昕,邱金龙,等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].中国工业经济,2019(2):174-192.
- [35]金智,徐慧,马永强.儒家文化与公司风险承担[J].世界经济,2017,40(11):170-192.
- [36]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.
- [37]王海,郭冠宇,尹俊雅.在转型中向“绿”而行:产业结构调整与企业绿色创新[J].数量经济技术经济研究,2025,42(1):93-115.
- [38]宋佳,张金昌,潘艺.ESG发展对企业新质生产力影响的研究:来自中国A股上市企业的经验证据[J].当代经济管理,2024,46(6):1-11.