

供应链金融对企业绿色创新的影响研究

欧泽旭, 龙华平*

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年11月24日; 录用日期: 2024年12月6日; 发布日期: 2025年1月16日

摘要

企业绿色创新是经济低碳高质量发展的重要驱动力。基于2009~2021年沪深A股上市公司数据, 实证探讨供应链金融如何影响企业绿色创新。研究发现, 供应链金融能通过缓解融资约束、推动协同研发, 显著提高企业的绿色创新水平。这一结论在经过内生性检验、两项稳健性检验后依然显著成立。研究结论为中国实现经济高质量发展目标具有重要的政策启示。

关键词

供应链金融, 企业绿色创新

Research on the Influence of Supply Chain Finance on Enterprise Green Innovation

Zexu Ou, Huaping Long*

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Nov. 24th, 2024; accepted: Dec. 6th, 2024; published: Jan. 16th, 2025

Abstract

Green innovation in enterprises is an important driving force for low-carbon and high-quality economic development. Based on the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2009 to 2021, this study empirically explores how supply chain finance affects corporate green innovation. Research has found that supply chain finance can significantly improve the green innovation level of enterprises by alleviating financing constraints and promoting collaborative research and development. This conclusion still holds significance after endogeneity testing and two robustness tests. The research conclusion of this article has important policy implications for China to achieve the goal of high-quality economic development.

*通讯作者。

Keywords

Supply Chain Finance, Enterprise Green Innovation

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

经济可持续高质量发展已成为当今时代的重要议题, 党的二十大报告提出, 要“加快发展方式绿色转型”。为实现碳达峰、碳中和目标, 2021年2月, 国务院印发《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》, 对绿色技术创新提出要求, 以改善粗放发展模式所造成的环境负面影响。

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中也提出要“加快发展方式绿色转型”、“加快绿色技术创新攻关”。此外, 为更好地配置创新资源协同绿色创新, 释放创新活力, 2022年国家发展改革委印发的《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)》, 着重提出要“完善市场导向的绿色技术创新体系……强化企业创新主体地位”。由此可见, 绿色发展模式已是当代企业适应时代整体发展形势的必然选择。然而, 在市场的实践过程中, 绿色技术仍然由于创新的不足而使绿色产品与绿色相关服务的成本高昂, 进而使得排污企业的污染内化缺乏激励, 市场的消费端乏力, 最终使得绿色生产和绿色消费的发展受限[1]。资金瓶颈被普遍认为是绿色技术发展的一大阻碍, 企业投入绿色产品研发、进行绿色技术创新具有前期投入较高、投资收益周期较长等特征, 使得研发动力不足, 需要有效的金融手段支持。因此, 立足“双碳”目标, 深入探究如何使企业更好地通过金融渠道筹集资金加快绿色创新已然成为当前亟须探究的紧迫问题。

2. 文献综述

供应链金融服务是依托供应链与产业链, 由金融机构对企业开展基于实际交易业务的综合授信, 把针对单个企业的风险评估转变为对整条供应链的综合风险管理的服务。与本文相关的国内外学术研究主要从融资经营效率、合作创新效率等方面进行展开。

已有研究发现, 供应链金融通过缓解银企信息不对称、降低信用风险、扩大融资渠道, 降低企业融资成本, 提高企业融资效率。银行等第三方金融机构掌握了供应链关系、业务交易等“软信息”后, 能够降低银行信贷决策中对企业规模、可抵押性、流动性等传统指标的依赖, 进而提高链上企业的信贷能力、降低融资约束水平[2], 以真实交易信息为基础的供应链金融服务的发展显著降低金融机构与产业供应链企业间关于信贷融资信息的不对称, 最终在信贷成本、违约风险、资金供给方面缓解了企业的融资约束状况[3], 供应链金融中的链上合作企业网络能够形成开放式的信息资源共享模式, 还能实现银企更高频交互, 提高供应链信息资源运用效率[4], 供应链金融缓解了银企信息不对称, 改进资金管理[5]。在供应链融资过程中, 小企业能够利用核心企业的信息优势弥补自身的信用缺位, 进而提升信用水平和信贷能力, 核心企业利用其主导地位, 向银行提供与上下游企业的交易信息, 帮助银行缓解监管压力, 降低信用风险, 提升商业声誉[2], 供应链金融通过盘活流动性资产, 为中小企业提供更加高效的融资[6], 供应链网络结构中企业信用得以受到有效传递和多级流转, 优化了企业的融资模式和资金综合配置[7] [8]。

供应链金融能够加强企业间的沟通与联系、提升信息交流水平、加强合作、降低交易成本、促进资源共享、专业化分工, 从而促进企业的绿色创新。已有研究发现, 上下游企业能够利用供应链金融建立

联结、巩固渠道, 信息交换更加便利可行, 最终促进链上企业改善信息快速传递、实现沟通合作[9]。从外部交易成本的角度来看, 供应链金融也能对企业专业分工产生重要影响[10][11], 且有助于克服上下游企业间潜在的机会主义倾向, 进而降低外部交易成本、上下游企业间的交易成本, 从而促进链上企业的专业化分工[12]。良好的供应链关系还能够促使产业共生与资源共享[13], “链主”企业具备较强的资源、技术、市场优势, 能够促进产业集聚, 并通过积极的供应链关系管理推动链上企业协同发展[14], 供应链金融增强了供应链的稳定性, 稳定的供应链关系为上下游企业与核心企业间建立了沟通桥梁, 加速了创新要素流动, 提高了企业创新能力[15][16], 上下游企业之间的技术交流能够帮助其有效地运用彼此的经验和专门技术, 协同突破基础软硬件短板[17]。此外, 依托供应链聚集的企业进行科学研究与技术资源更高效的合作交流, 能够提高创新研发活动的成功率, 而开展上下游双向供应链金融的公司, 创新提升效应更强[15]。

已有研究表明, 绿色创新可以划分为降低能耗和污染排放的绿色工艺创新与可回收利用、环保设计的绿色产品创新[18]: 其中, 绿色工艺创新(Green Process Innovation)包括清洁生产工艺创新及终端整治技术创新[19]。有学者将绿色创新界定为用于应对环境问题的新服务过程、新工艺应用、新观点引入、新产品开发或新的监管框架[20]。已有研究发现, 盈利能力越强的企业绿色产品创新越高[21]; 企业污染减排支出与绿色创新成果即绿色专利数量正相关[22]; 绿色金融政策能够通过降低绿色债券的信用利差、提高棕色债券的信用利差, 从影响融资成本的角度显著提升棕色企业的绿色创新[23]; 金融科技能够通过缓解融资约束的渠道最终促进企业绿色技术创新[24]; 金融市场化可以通过加强数字化转型带来的代理成本下降、研发投入扩大与融资约束缓解效应进而提升企业绿色创新, 通过提高信息透明度和增强资金支持加强该效应[25]。

3. 理论分析与研究假设

绿色创新是将对生态环境的关注融入到传统技术创新中, 以研发创新促进经济高质量低碳发展。关于传统技术创新的熊彼特的创新理论认为, 资金的易获取性在技术创新中起着重要作用。由于创新活动具有收益不确定性、创新过程中的信息不对称性以及较高的监管和合规成本, 企业在创新实践中常常面临显著的外部融资约束。而这种融资约束又会对企业的创新活动产生抑制作用[26][27], 导致企业无法充分利用创新机会以实现长期发展和市场竞争力的提升。相比于传统的技术创新, 绿色技术创新具有一些更加独特且突出的特征。例如, 绿色技术创新不仅需要前期投入大量的资金, 而且由于其开发和实施周期相对较长, 企业在获得回报前需经历更长的等待期。此外, 绿色技术创新还涉及环境保护、资源高效利用等领域, 因此其面临的风险不仅复杂多样, 而且难以通过常规手段进行准确预测和控制, 并且涉及环境保护的收益具有外部性而无法在公司内部进行衡量。在这种情况下, 企业在绿色技术创新过程中往往依赖更为广泛的外部资金支持来应对市场失灵问题。绿色技术创新的推进需要企业投入大量的资本来支持其技术革新和方向转变, 从而在企业的融资过程中增加了受到资金约束的可能性。此外, 绿色技术创新的信贷评估和监管复杂度较高, 由于涉及多个不确定因素, 绿色技术创新在资金申请和使用过程中通常面临更为严格的监管要求和审查标准, 使得企业获取资金的难度进一步加大。然而供应链金融可以有效解决上述问题。供应链金融通过缓解银企信息不对称, 降低信贷风险, 优化金融机构对企业的评估机制; 也可以为企业拓展更多的融资渠道, 帮助其通过多种方式获取资金支持, 有效降低企业的融资成本, 促进绿色技术创新的顺利推进。

企业协同研发能够整合相关联企业的资源, 加速企业研发活动的进行, 许多企业开始意识到与其他企业以及研究机构合作研发能够充分利用外部知识、减少研发成本并分散研发风险, 进而产生协同效应和实现规模经济[27]。供应链金融能够加强企业间的沟通与联系、提升信息交流水平、加强合作、降低交

易成本、促进资源共享、专业化分工, 从而促进企业的创新。

据此, 本文提出研究假设:

H1: 供应链金融通过缓解融资约束、推动企业协同研发, 进而促进企业绿色创新。

4. 实证分析

4.1. 数据来源

本文的初始数据样本来源于 2009~2021 年沪深 A 股上市公司数据, 在对原始数据进行处理时, 进行了以下必要调整: 第一, 将金融类公司、期间被挂牌 ST、PT 以及退市的企业数据删除, 以避免特殊行业特性和异常经营状态对分析结果的影响; 第二, 将核心回归变量(解释变量与被解释变量)观测值缺失的样本删除, 以确保数据完整性; 第三, 为防止异常值与极端值对实证结果造成潜在的干扰, 保留数据中的整体分布特征, 本文对所有数据中的连续变量均进行 1% 的极值截断处理, 最终得到 25,762 个有效观测值。数据来源于国泰安数据库(CSMAR)、国家统计局年鉴、中国研究数据服务平台(CNRDS)。

4.2. 变量设定

4.2.1. 被解释变量: 企业绿色转型

本文选取上市公司已有独立申请的绿色发明数量作为绿色创新的代理变量(Gin)。原因在于: 不同类型的专利代表着不同程度的创新性, 发明专利、实用新型专利和外观设计专利的创新性从高到低依次递减[28], 而绿色专利以专利制度为基础, 呈现相同特征。参考陈煦江[29]的研究, 为了更好地代表企业绿色转型, 选取创新性更高的绿色发明数量作为代理变量。考虑到样本企业的专利数据具有“右偏性”特征, 本文将样本专利数据加 1 后进行对数化处理。

4.2.2. 解释变量: 供应链金融

借鉴蒋惠凤和刘益平[30]、高玥和杨毅[31]的研究, 本文采用公司在 t 年内的短期借款与应付票据之和同 t 年公司总资产的比值作为代理变量衡量供应链金融(SCF)。

4.2.3. 控制变量

参考已有研究对控制变量的设置, 在微观层面, 选取企业规模(Size)、企业年龄(Age)、第一大股东持股比例(Top1)、资产回报率(ROA)、杠杆率(LEV)、托宾 Q 值(Tobin)、董事长兼任情况(Mega)、审计意见(Audit)作为控制变量; 宏观层面, 选取省级经济增长水平(GDP)、产业结构(IS)、环境保护支出强度(IEP)作为控制变量。变量的详细定义见表 1。

Table 1. Explanation of control variable names and meanings

表 1. 控制变量名称及含义解释

变量类型	变量名	变量描述
微观控制变量	企业规模(Size)	ln 年末总资产
	企业年龄(Age)	企业上市年数
	第一大股东持股比例(Top1)	第一大股东持股比例
	资产回报率(ROA)	年末净利润 ÷ 年末总资产
	杠杆率(LEV)	年末总负债 ÷ 总资产
	托宾 Q 值(Tobin)	
	董事长兼任情况(Mega)	董事长与总经理兼任为 1, 否则为 0
	审计意见(Audit)	标准无意见为 1, 否则为 0

续表

	省级经济增长水平(GDP)	GDP 对数处理
宏观控制变量	产业结构(IS)	第三产业增加值 ÷ 第二产业增加值
	环境保护支出强度(IEP)	地方政府保护支出 ÷ 一般预算收入
固定效应	年份效应(Year)	年份虚拟变量
	个体效应(ID)	公司固定效应

4.2.4. 模型设定

为了确保回归结果的可靠性,本文先进行了 Hausman 检验,结果显示卡方值为 369.26, p 值 < 0.0001, 最终采用了双向固定效应模型,控制个体效应和时间效应以考察供应链金融对企业绿色创新的影响。所设定的模型如下:

$$GIN_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 SCF_{i,t} + \sum_{j=1}^N \beta_j X_{j,i,t} + \lambda_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型中 $GIN_{i,t}$ 表示上市企业 i 在第 t 年的绿色创新水平; $SCF_{i,t}$ 表示上市企业 i 在第 t 年的供应链金融水平; β 表示各项回归系数; X 表示各项控制变量; λ 和 τ 分别为个体与时间固定效应; ε 代表模型中的其他随机扰动项,本文主要关注 β_2 。此外,为了提高模型估计的稳健性,本文在回归中对企业的标准误进行了聚类处理。

4.3. 实证结果

4.3.1. 描述性统计

文章用于回归的变量描述性统计结果如表 2 所示。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
g_trans	25,762	0.602	1.059	0	4.718
SCF	25,762	0.143	0.120	0	0.517
Age	25,762	10.676	7.121	1	27
Top1	25,762	34.985	15.007	8.93	74.57
LEV	25,762	0.451	0.202	0.051	0.894
Tobin	25,762	1.979	1.212	0.861	7.998
ROA	25,762	0.059	0.130	-0.724	0.321
Size	25,762	22.223	1.331	19.812	26.367
Mega	25,762	0.265	0.441	0	1
Audit	25,762	0.025	0.156	0	1
GDP	25,762	10.421	0.781	7.931	11.734
IEP	25,762	5.087	0.673	3.473	6.617
IS	25,762	1.439	0.977	0.638	5.234

4.3.2. 基准回归结果

表 3 展现了基准回归分析结果。在控制了个体固定效应以及年份固定效应的情况下,列(1)为未加入

控制变量的回归结果, 供应链金融的回归系数为 0.346, 并在 1% 的显著性水平下呈现显著正相关, 表明供应链金融对企业绿色创新具有积极的促进作用; 加入其他控制变量后的回归结果系数为 0.161, 且同样在 1% 的显著性水平下呈现显著正相关。这表明无论控制变量是否纳入模型, 供应链金融对企业绿色创新的正向影响均得到了验证, 从而支持了假设的成立。

Table 3. Benchmark regression results
表 3. 基准回归结果

	(1)	(2)
	Gin	Gin
SCF	0.346*** (8.767)	0.161*** (3.346)
Age		0.129*** (7.004)
Top1		-0.003*** (-5.427)
LEV		0.139*** (3.944)
Tobin		0.016*** (4.352)
ROA		-0.025 (-1.001)
Size		0.077*** (10.437)
Mega		-0.038*** (-3.946)
Audit		0.021 (1.044)
GDP		0.066* (1.957)
IEP		0.056*** (3.739)
IS		-0.005 (-0.371)
_cons	0.557*** (89.374)	-3.486*** (-8.269)
id	Yes	Yes
year	Yes	Yes
<i>N</i>	25,325	25,325
adj. <i>R</i> ²	0.851	0.853
<i>R</i> ²	0.869	0.871

注: 括号内为 *t* 值; **p* < 0.1, ***p* < 0.05, ****p* < 0.01, 下同。

4.3.3. 内生性检验

本文借鉴文传浩等[32]、于苏等[17]的研究, 采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量回归, 选取前文供应链金融指数的滞后一期(LSCF)、上市企业所在地区的市级数字普惠金融发展水平(DFI)作为工具变量以剔除遗漏变量和双向因果关系所带来的内生性问题, 相关结果见表 4。工具变量检验结果初步显

示, 弱工具变量检验的 CD-WaldF 统计量为 17,673, 远高于 10% 的临界值, 表明说明工具变量与内生变量之间的相关性较强, 工具变量有效。工具变量识别不足检验 KP rk LM 统计量为 4658.78, p 值为 0.0000, 拒绝了识别不足的原假设, 进一步确认了工具变量的有效性。列(1)展示了工具变量法的一阶段回归结果, LSCF 的估计系数在 1% 水平上显著为正; 列(2)展示了二阶段回归结果, 在对企业绿色创新进行回归时, 供应链金融的回归系数在 1% 水平上显著为正。以上研究结论与基准回归结果得到的结论高度一致, 再次表明供应链金融对上市企业绿色创新存在着正向推动作用, 进一步支持了假设的成立。

Table 4. Endogenous test
表 4. 内生性检验

	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
	SCF	Gin
SCF		0.364*** (3.985)
LSCF	0.747*** (124.961)	
dfi	0.00001** (2.053)	
Cons_	0.113*** (9.66)	-7.030*** (-30.714)
Controls	Yes	Yes
id	Yes	Yes
year	Yes	Yes
N	20,301	20,301

4.3.4. 稳健性检验

替换被解释变量

本文将被解释变量替换为已有独立申请的绿色发明数量与已有独立申请的绿色实用新型专利数量加总后取对数的值(Gin_rl)。回归结果如表 5 所示, 稳健性检验结果与基准模型结论一致。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

	替换被解释变量	改变时间区间
	Gin_rl	Gin
SCF	0.197*** (3.616)	0.182*** (3.172)
_cons	-4.148*** (-8.657)	-3.391*** (-5.734)
Controls	Yes	Yes
id	Yes	Yes
year	Yes	Yes
N	25,325	17,193
R ²	0.887	0.859

改变样本的时间区间

考虑到宏观经济突发事件会对企业投融资带来巨大影响, 如 2008 年金融危机、2015 年股市波动和 2020 年开始的新冠疫情, 为避免宏观经济等因素导致供应链金融对企业风险承担产生增量效应, 本节参照钱先航等[33]的研究, 在剔除 2009、2015、2020 和 2021 年的样本后, 重新进行了基准回归, 结果如表 5 所示。在均添加控制变量、同时控制个体与时间的情况下, 核心解释变量的系数分别为 0.197 与 0.182, 并且均在 1% 的显著性水平下显著为正, 进一步支持了假设的成立, 验证了结论的稳健性。

5. 研究结论与启示

本文基于 2009~2021 年沪深 A 股上市公司数据, 探讨了供应链金融对企业绿色创新的影响。研究结果表明, 随着企业在供应链金融方面的参与程度不断提高, 其绿色发明专利的申请数量显著增加, 进而有效提升了企业的绿色创新水平。原因在于, 供应链金融通过缓解融资约束、推动企业协同研发, 进而促进企业绿色创新。基于上述结论, 本文提出以下政策建议: 首先, 金融机构应该进一步推动供应链金融相关业务的发展, 开展供应链业务创新, 拓展供应链业务产品, 同时规范供应链金融业务程序, 利用如大数据、区块链等金融科技, 增强对企业绿色创新项目的综合评估能力, 降低金融放贷风险, 尽可能地确保在供给端能够使得资金有效地流向绿色创新活动。其次, 政府可以推进建设多方协同机制, 根据地区实际情况制定促进企业绿色创新相关策略。并且, 企业应利用好数字化技术, 加强内部经营融资信息收集, 主动进行信息披露从而提升企业信息共享水平, 以便于相关机构进行资金项目的跟踪治理。

参考文献

- [1] 李戎, 刘璐茜. 绿色金融与企业绿色创新[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2021, 74(6): 126-140.
- [2] 张伟斌, 刘可. 供应链金融发展能降低中小企业融资约束吗?——基于中小上市公司的实证分析[J]. 经济科学, 2012(3): 108-118.
- [3] Ali, Z., Gongbing, B. and Mehreen, A. (2019) Predicting Supply Chain Effectiveness through Supply Chain Finance. *The International Journal of Logistics Management*, **30**, 488-505. <https://doi.org/10.1108/ijlm-05-2018-0118>
- [4] Wuttke, D.A., Blome, C., Foerstl, K. and Henke, M. (2013) Managing the Innovation Adoption of Supply Chain Finance—Empirical Evidence from Six European Case Studies. *Journal of Business Logistics*, **34**, 148-166. <https://doi.org/10.1111/jbl.12016>
- [5] 宋华, 杨璇. 中小企业竞争力与网络嵌入性对供应链金融绩效的影响研究[J]. 管理学报, 2018, 15(4): 616-624.
- [6] 夏雨, 方磊, 魏明侠. 供应链金融: 理论演进及其内在逻辑[J]. 管理评论, 2019, 31(12): 26-39.
- [7] Gomm, M.L. (2010) Supply Chain Finance: Applying Finance Theory to Supply Chain Management to Enhance Finance in Supply Chains. *International Journal of Logistics Research and Applications*, **13**, 133-142. <https://doi.org/10.1080/13675560903555167>
- [8] Wandfluh, M., Hofmann, E. and Schoensleben, P. (2015) Financing Buyer-Supplier Dyads: An Empirical Analysis on Financial Collaboration in the Supply Chain. *International Journal of Logistics Research and Applications*, **19**, 200-217. <https://doi.org/10.1080/13675567.2015.1065803>
- [9] 宋华, 卢强. 什么样的中小企业能够从供应链金融中获益?——基于网络和能力的视角[J]. 管理世界, 2017(6): 104-121.
- [10] 苏敬勤, 马欢欢, 张帅. 中小制造企业技术创新能力演化机理研究[J]. 科学学研究, 2020, 38(10): 1888-1898.
- [11] 张博雅, 唐大鹏, 刘翌晨. 物流标准化是否促进了企业分工? [J]. 中央财经大学学报, 2022(6): 70-81.
- [12] 于小悦, 于苏, 曹伟, 等. 供应链金融与企业专业化分工[J]. 财经研究, 2023, 49(10): 94-108.
- [13] 张敬峰, 周守华. 产业共生、金融生态与供应链金融[J]. 金融论坛, 2013, 18(8): 69-74.
- [14] 叶振宇, 庄宗武. 产业链龙头企业与本地制造业企业成长: 动力还是阻力[J]. 中国工业经济, 2022(7): 141-158.
- [15] 凌润泽, 潘爱玲, 李彬. 供应链金融能否提升企业创新水平? [J]. 财经研究, 2021, 47(2): 64-78.
- [16] 徐鹏, 孙宁, 敖雨. 供应链金融与企业创新投入[J]. 外国经济与管理, 2023, 45(11): 49-61.

- [17] 于苏, 于小悦, 王竹泉. “链主”企业的供应链治理与链上企业全要素生产率[J]. 经济管理, 2023, 45(4): 22-40.
- [18] El-Kassar, A. and Singh, S.K. (2019) Green Innovation and Organizational Performance: The Influence of Big Data and the Moderating Role of Management Commitment and HR Practices. *Technological Forecasting and Social Change*, **144**, 483-498. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2017.12.016>
- [19] Xie, X., Huo, J. and Zou, H. (2019) Green Process Innovation, Green Product Innovation, and Corporate Financial Performance: A Content Analysis Method. *Journal of Business Research*, **101**, 697-706. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.01.010>
- [20] Rennings, K. (2000) Redefining Innovation—Eco-Innovation Research and the Contribution from Ecological Economics. *Ecological Economics*, **32**, 319-332. [https://doi.org/10.1016/s0921-8009\(99\)00112-3](https://doi.org/10.1016/s0921-8009(99)00112-3)
- [21] Li, D., Zheng, M., Cao, C., Chen, X., Ren, S. and Huang, M. (2017) The Impact of Legitimacy Pressure and Corporate Profitability on Green Innovation: Evidence from China Top 100. *Journal of Cleaner Production*, **141**, 41-49. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2016.08.123>
- [22] Brunnermeier, S.B. and Cohen, M.A. (2003) Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries. *Journal of Environmental Economics and Management*, **45**, 278-293. [https://doi.org/10.1016/s0095-0696\(02\)00058-x](https://doi.org/10.1016/s0095-0696(02)00058-x)
- [23] 陈国进, 丁赛杰, 赵向琴, 等. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角[J]. 金融研究, 2021(12): 75-95.
- [24] 岳宇君, 柏玉馨. 金融科技赋能企业绿色技术创新的作用机制——基于沪深 A 股上市公司的实证分析[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2024, 26(5): 175-190.
- [25] 蒋殿春, 潘晓旺. 数字化转型、金融市场化与企业绿色创新[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2024, 47(5): 138-148.
- [26] Aghion, P., Askenazy, P., Berman, N., Cetto, G. and Eymard, L. (2012) Credit Constraints and the Cyclicity of R&D Investment: Evidence from France. *Journal of the European Economic Association*, **10**, 1001-1024. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2012.01093.x>
- [27] 周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 94-108.
- [28] 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.
- [29] 陈煦江, 姜珊, 何凌霄. “无废城市”试点政策对企业绿色创新的影响[J]. 华东经济管理, 2024, 38(2): 42-52.
- [30] 蒋惠凤, 刘益平. 数字金融、供应链金融与企业融资约束——基于中小企业板上市公司的经验证据[J]. 技术经济与管理研究, 2021(3): 73-77.
- [31] 高玥, 杨毅. 供应链金融、盈余管理与企业融资效率[J]. 运筹与管理, 2023, 32(8): 152-158.
- [32] 文传浩, 曾艳梅, 李益, 等. 供应链金融与专精特新“小巨人”企业高质量发展——基于“资金 + 技术”双轮驱动视角的讨论[J]. 华东经济管理, 2024(10): 72-82.
- [33] 钱先航, 刘芸, 王营. 高管媒体从业经历与股价大跌风险——基于上市公司的实证研究[J]. 金融研究, 2023(3): 150-168.