

金融科技赋能制造业企业绿色技术创新的影响研究

杜欣泽, 卜 亚

江苏科技大学经济管理学院, 江苏 镇江

收稿日期: 2024年10月16日; 录用日期: 2024年12月3日; 发布日期: 2024年12月11日

摘 要

本文基于2015至2023年沪深A股制造业企业的综合数据, 通过文献分析和实证检验深入探讨金融科技对制造业企业绿色技术创新活动产生的实质性影响及其背后的作用机制。研究发现, 金融科技发展通过减轻企业的融资障碍和提升政策精准对接度两种途径, 显著促进了制造业企业的绿色技术创新, 并在国有企业、大型企业及中西部地区的企业中尤为显著, 同时企业环境信息披露水平及地区人力资本水平在这一过程中起到了正向调节作用。本研究对于完善金融科技推动制造业企业绿色技术创新提供了科学的经验证据和决策参考。

关键词

金融科技, 绿色技术创新, 融资约束, 环境信息披露

Research on the Impact of Financial Technology Empowering Manufacturing Enterprises on Green Technology Innovation

Xinze Du, Ya Bu

School of Economics Management, Jiangsu University of Science and Technology, Zhenjiang Jiangsu

Received: Oct. 16th, 2024; accepted: Dec. 3rd, 2024; published: Dec. 11th, 2024

Abstract

Based on the comprehensive data of A-share manufacturing enterprises in Shanghai and Shenzhen

文章引用: 杜欣泽, 卜亚. 金融科技赋能制造业企业绿色技术创新的影响研究[J]. 运筹与模糊学, 2024, 14(6): 417-426.
DOI: doi.org/10.12677/orf.2024.146543

from 2015 to 2023, this paper explores the substantive impact of fintech on the green technology innovation activities of manufacturing enterprises and the mechanism behind it through literature analysis and empirical testing. The study finds that the development of financial technology has significantly promoted the green technology innovation of manufacturing enterprises by alleviating the financing barriers of enterprises and improving the precise docking degree of policies, especially in state-owned enterprises, large enterprises and enterprises in the central and western regions, and the level of corporate environmental information disclosure and regional human capital have played a positive role in this process. This study provides scientific empirical evidence and decision-making reference for improving financial technology and promoting green technology innovation in manufacturing enterprises.

Keywords

FinTech, Green Technology Innovation, Financing Constraints, Environmental Disclosure

Copyright © 2024 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

党的二十大指出要把“加快发展方式绿色转型，发展绿色低碳产业”作为经济发展的主体，同时要“加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合”。这一过程中，企业面临着发展绿色技术创新的迫切压力。如何利用金融科技的优势，充分发挥金融科技对制造业企业绿色技术创新的助推作用，是需要认真审视和研究的问题。

目前，对于金融科技与绿色技术创新之间的影响路径的研究已有丰富成果。从企业内部来看，金融科技主要通过提供替代性资金来源，缓解企业融资约束，提升企业研发投入，并以贷前审查和贷后监督两种方式降低成本，促进企业绿色技术创新[1]。从区域角度来看，金融科技通过提升城市财富水平和加速产业结构升级等方式，从整体创新效率和创新启动效率两个方面促进区域绿色技术创新[2]。从政府行为来看，政府的直接资助行为能够促进绿色技术创新，政府制定的相关政策，如低碳城市、二氧化硫排污交易和碳排放权交易等试点政策的实施对于当地企业绿色技术创新也产生一定影响[3] [4]。

尽管学者们在金融科技、绿色技术创新及二者关系方面已有研究，但仍可进一步完善：一是主要依赖“北京大学数字普惠金融指数”衡量金融科技发展水平，难以体现金融机构与企业实情，本文采用“天眼查”数据更为准确、真实衡量地区金融科技水平；二是多关注区域或国家层面的绿色技术创新，对行业层面影响探讨不足，本文聚焦制造业绿色技术创新，研究结论更具有针对性；三是多着眼于特定政策试点区域，结论普适性受限，本文将企业环境信息披露水平和政策匹配度纳入研究框架，从企业内部和外部两个角度探究金融科技对制造业企业绿色技术创新的影响路径。

2. 理论机制及研究假设

2.1. 金融科技对企业绿色技术创新的影响效果

企业在进行绿色创新的过程中需要企业的资金来源持续且充足[5]。一方面，金融科技可以通过新兴技术，有效缓解投融资双方的信息不对称情况，放宽融资约束，为技术创新提供更为宽松的空间。另一方面，金融科技的广泛应用降低传统借贷过程中的交易成本和机会成本，缓解企业所面临的财务挑战。据此，提出如下假设：

假设 H1: 金融科技对于制造业企业的绿色技术创新具有促进作用

2.2. 基于融资约束的金融科技与企业绿色技术创新

企业的研发强度和创新能力会因融资约束过强而降低[6][7]。一方面, 企业在很大程度上依赖内部资金进行研发, 但有限的内部资金会限制研发项目融资。另一方面, 由于信息不对称和代理成本高昂等问题, 外部融资约束也进一步加强。金融科技可以通过应用新兴信息技术有效提升投融资的服务效率, 减轻企业所面临的融资压力。据此, 提出如下假设:

假设 H2a: 金融科技可以通过缓解融资约束促进制造业企业的绿色技术创新。

2.3. 基于人力资本水平的金融科技与企业绿色技术创新

人力资本是技术创新的关键驱动力。一方面, 金融科技通过招聘高水平人才、增加员工培训费和技术人员收入的方式提升人力资本水平。另一方面, 高人力资本水平代表存在更大的干中学效应, 这一效应与企业的研发具有互补性, 从而有助于推动企业的绿色技术创新。据此, 提出如下假设:

假设 H2b: 金融科技可以通过提高人力资本水平促进制造业企业的绿色技术创新。

2.4. 金融科技对企业绿色技术创新的影响路径

企业环境信息披露情况和相关政策匹配程度可以加强金融科技对于企业绿色技术创新的促进作用。一方面, 环境信息披露有利于缓解投融资双方的企业之间的信息不对称情况。若企业的环境信息披露程度不断攀升, 投资者会认为该企业相关风险较低、环境成效显著, 降低其融资成本, 扩大其融资规模。另一方面, 绿色技术革新因其显著的社会贡献与价值, 如果政府在此过程中给予企业一定的研发补贴或实行相关税收优惠政策, 可以激励企业进行绿色技术创新的“增量提质”。据此, 提出如下假设:

假设 H3a: 在金融科技促进制造业企业的绿色技术的过程中, 企业环境信息披露水平起正向调节作用。

假设 H3b: 在金融科技促进制造业企业的绿色技术的过程中, 政策的精准匹配起正向调节作用。

3. 研究设计

3.1. 数据来源

以 2015~2023 年中国沪深 A 股制造业上市公司为研究对象, 上市公司的基础信息、财务数据及部分宏观数据筛选自 CSMAR 数据库, 所需其他宏观数据来自各地统计年鉴。采用“天眼查”网站统计地级市或直辖市层面金融科技公司的数量, 衡量各地区金融科技繁荣程度。绿色技术创新数据来源于 CNRDS 数据库。为避免特殊值的影响, 对数据进行常规化处理。经处理, 最终得到的 1974 家样本企业, 共计 14389 个“公司-年度”的观测值。

3.2. 模型构建

基准回归模型采用“行业-年份”双向固定效应模型, 计量模型设计如下[8]。

$$Green_via_{i,t} = a_0 + a_1 \cdot Fintech_{c,t} + \sum a_2 Control_{i,t}^j + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中, $Green_via_{i,t}$ 为被解释变量, 代表 i 企业在第 t 年的绿色技术创新水平; $Fintech_{c,t}$ 为解释变量, 代表 i 企业所在的 c 省份第 t 年的金融科技发展水平; $Control_{i,t}^j$ 为控制变量; μ_i 为行业固定效应; φ_t 为时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

在机制分析采用两步法进行分析, 模型设计如下[9]:

$$Green_via_{i,t} = b_1 + b_2 \cdot Fintech_{c,t} + \sum b_3 Control_{i,t}^j + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$Mid_{i,t} = c_1 + c_2 \cdot Fintech_{c,t} + \sum c_3 Control_{i,t}^j + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

其中, (3)式的 $Mid_{i,t}$ 为中介变量, 包括融资约束(SA)和公司环境信息披露水平(Eidp)。

3.3. 变量说明

3.3.1. 被解释变量：绿色技术创新

现有研究关于绿色技术创新指标的量化评估方式主要聚焦于绿色专利授权量和绿色专利申请量两大维度。但专利授权量的衡量方式存在时滞效应, 故本文选用公司独立申请的绿色专利数量加 1 的自然对数表示绿色技术创新水平, 为绿色技术创新水平和衡量提供一种更为科学合理的指标体系。

3.3.2. 核心解释变量：金融科技发展水平

为量化金融科技的繁荣程度, 利用“天眼查”网站挖掘相关企业的工商注册信息, 从中筛选如“云计算”等涉及金融科技核心要素的关键词, 并严格筛选公司名称及经营范围直接且明确包含指定关键词的工商注册数据[10]。最终, 统计各地级市每年的金融科技公司数量, 通过取自然对数和加总计算的方法得到省级金融科技发展水平指标。

3.3.3. 调节变量

调节变量是人力资本水平(Edu)和公司环境信息披露水平(Eidp)。

各省的人力资本水平使用“普通高等学校在校学生数与城市总人口的比值”进行衡量。但由于人力资本的积累和提升是一个持续的过程, 故在原指标的基础上将其滞后一期处理。

公司环境信息披露水平指标采用 CSMAR 数据库中的环境研究数据库中数据, 依据信息是否具备货币属性的维度进行分类, 进行如表 1 赋值[11]。通过对所有评分项目进行累加, 并实施标准化处理, 得到衡量公司环境信息披露水平指标 Eidq。

Table 1. Whether to monetize information and its assignment

表 1. 是否货币化信息及其赋值

赋值类型 \ 信息	货币化信息	非货币化信息
定量和定性结合	2	-
定性	1	-
披露	-	2
未披露	0	0

3.3.4. 其他控制变量

本文选取的控制变量包括: 公司规模(Size), 使用公司年度总资产的对数值; 成长机会(TobinQ), 使用托宾 Q 数值进行代表; 总资产增长率(Gtra), 使用资产总计本期期末值减资产总计本期期初值的差值与资产总计本期期初值的比值; 股权集中度(Top1), 使用第一大股东持股比例表示; 股权制衡度(Balance), 使用第二至第五大股东持股比例总和表示; 固定资产比率(Fas), 使用固定资产净额除以公司资产合计表示; 董事会规模(Board), 使用董事会人数的对数表示; 产权性质(SOE), 当企业为国有企业时 SOE 取 1, 为非国有企业时 SOE 取 0; 市场规模(Msize), 使用各省年底人口数的对数表示; 经济发展水平(Ecno), 使用各省国内生产总值的对数表示[12]。

4. 实证分析

4.1. 基准回归结果分析

表 2 展示了各省份金融科技对企业绿色技术创新能力的基准回归结果。首先，在无控制变量及固定效应时，金融科技(*Fintech*)系数在 1%水平上显著为正，表明金融科技显著促进了企业绿色技术创新。加入控制变量后，金融科技系数绝对值略有减小，但仍保持 1%显著性水平。最后，固定年份与行业后，金融科技系数依旧显著且为正，证实金融科技水平提升显著促进了企业绿色技术创新。本研究以模型(3)为准，其回归系数表明金融科技对企业绿色技术创新有显著促进作用，即假设 H1 成立。

Table 2. Benchmark regression results

表 2. 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)
	Green_via	Green_via	Green_via
<i>Fintech</i>	0.072*** (9.701)	0.053*** (5.577)	0.033*** (3.504)
<i>N</i>	14,388	14,386	14,384
<i>R</i> ²	0.006	0.248	0.335
控制变量	NO	YES	YES
年份/行业固定效应	NO	NO	YES

4.2. 机制分析

4.2.1. 融资约束的机制分析

企业对绿色技术创新的资金支持直接影响创新动力和创新速度。一方面，充足的研发资金可保障企业购置绿色工艺设备并对传统工艺设备进行绿色改进；另一方面，充足的研发资金可以激发员工绿色创新意识，提高绿色技术创新积极性。现有文献也普遍认为企业面临的融资排斥严重制约了绿色技术创新的资金配置和转化效率[13]。若金融科技有助于缓解企业的融资约束，也可侧面说明减轻企业的融资约束压力是金融科技激励企业进行绿色技术创新的重要机制[9]。

回归结果见表 3 列(2)，金融科技对企业的融资约束的系数为 0.008，且在 1%水平上显著为正，这一结果揭示了金融科技通过显著减轻企业的融资压力，有效缓解其面临的融资约束困境，假设 H2a 得证。

Table 3. Mechanism analysis

表 3. 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)
	Green_via	SA	Subsidy
<i>Fintech</i>	0.031*** (3.189)	0.008*** (3.235)	0.084*** (7.581)
<i>N</i>	14,386	14,386	14,291
<i>R</i> ²	0.328	0.215	0.568
控制变量	YES	YES	YES
年份/行业固定效应	YES	YES	YES

4.2.2. 政策匹配的机制分析

政府政策的精准匹配对于企业的绿色创新具有不可忽视的作用。一方面, 政府补助政策能够从事前激励的角度提升企业管理者的信心, 激励企业履行政府政策, 提升绿色技术创新动力及能力; 另一方面政府税收优惠可以从事后激励的角度为企业提供更强的信心和动力, 促使企业通过调整产业结构、升级绿色技术的方式获得税收减免, 激励企业进行绿色技术创新。现有文献也发现, 政府补助、税收优惠对企业创新均有激励作用, 并且二者对于制造业企业的促进作用具有更高的绩效均值[14]。

使用企业年度报告中营业外收入的政府补助部分来表示政策精准匹配的程度。回归结果见表 3 列(3), 其中金融科技对政策精准匹配的影响系数为 0.084, 且在 1%水平上显著为正, 即金融科技能够显著提高政府的精准补助能力, 从而激发企业绿色技术创新动力。假设 H2b 得证。

4.3. 稳健性检验

4.3.1. 更换被解释变量

为增强分析结果的稳健性, 使用另一种度量方式对被解释变量进行评估, 即采用上市企业独立申请的绿色发明与绿色实用新型发明总数(记为 Green_total)。结果见表 4 列(1), Fintech 系数仍在 1%水平上显著为正, 表明回归结果依旧保持稳健。

4.3.2. 加入“年份-行业交互”高阶联合固定效应

虽然基准回归模型从微观和宏观角度分别考虑了遗漏变量的影响, 但仍有可能存在遗漏。为此进一步控制年份与行业的交互固定效应。表 4 列(2)显示 Fintech 系数依然显著为正, 表明本文基准结果仍然为稳健的。

Table 4. Robustness test
表 4. 稳健性检验

变量	(1)	(2)
	Green_total	Green_via
<i>Fintech</i>	0.028*** (2.655)	0.031*** (3.246)
<i>N</i>	14,384	14,386
<i>R</i> ²	0.372	0.345
控制变量	YES	YES
年份/行业固定效应	YES	YES
年份 * 行业固定效应	NO	YES

4.4. 内生性检验

4.4.1. 更换解释变量

潜在的反向因果问题可能导致解释变量金融科技发展水平与扰动项产生相关关系, 使基准回归的结果有偏。本文将金融科技发展水平进行滞后一期处理, 结果如表 5 列(1)。系数依然在 1%水平上显著为正, 验证了原有基准模型的稳健性。

4.4.2. 工具变量法

为进一步缓解基准回归中的内生性问题, 构建 Bartik 工具变量进行处理[15]。选取 Bartik 工具变量的

原因有二：一是滞后一期金融科技水平与当期金融科技水平相关，满足相关性要求；二是全国层面金融科技一阶差分不会直接影响单个企业的绿色技术创新水平，满足外生性要求。表 5 为两阶段回归结果，在第一阶段回归中，工具变量与解释变量 *Fintech* 显著正相关，且不存在不可识别与弱工具变量等问题。第二阶段回归结果说明，即便排除了未识别的内生性问题后，金融科技的发展依然显著地促进了企业绿色技术创新的进程。

Table 5. Endogeneity test
表 5. 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	替换解释变量	工具变量一阶段	工具变量二阶段
	Green_via	Fintech	Green_via
<i>LFintech</i>	0.026** (2.521)		
<i>Fintech</i>			0.052*** (2.791)
<i>Bartik</i>		0.693*** (32.361)	
<i>N</i>	12,412	14,386	14,386
<i>R</i> ²	0.339	0.931	0.335
控制变量	YES	YES	YES
年份/行业固定效应	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap rk LM 统计量			2097.932*** (0.000)
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量			1047.245*** (16.380)

4.5. 异质性分析

4.5.1. 基于企业产权的异质性分析

Table 6. Heterogeneity analysis of property rights and region
表 6. 产权与区域异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	东部地区	中西部地区
	Green_via	Green_via	Green_via	Green_via
<i>Fintech</i>	0.051** (2.379)	0.006 (0.578)	0.017 (1.418)	0.103*** (4.386)
<i>N</i>	3,623	10,763	10,519	3,867
<i>R</i> ²	0.432	0.273	0.354	0.299
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份/行业固定效应	YES	YES	YES	YES
Fisher 检验	0.017**		0.000***	

表 6 列(1)和列(2)显示，金融科技对所有企业绿色技术创新均有推动作用，其中对国有企业推动作用在 5%水平上显著为正，强于非国有企业。这可能源于国有企业风险承受力强、信誉度高，更易获得金融机构信赖。此外，国有企业基于政治属性更愿承担社会责任，推动绿色技术创新。相比之下，非国有企业特别是民营企业面临融资难题，生产决策受限，且对国家政策响应迟缓，绿色技术创新推动能力较弱。因此，金融科技对国有企业绿色技术创新的促进效果更为显著。

4.5.2. 基于企业所处区域的异质性分析

本文将样本分为东部地区组与中西部地区组，实施分组回归分析。表 6 列(3)和列(4)显示，金融科技在两个地区均促进企业绿色技术创新，但中西部地区的系数显著大于东部地区，且在 1%水平上显著。这可能是因为东部地区资源丰富，科技和数字基础设施完善，降低了金融科技对绿色技术创新的边际效应。而中西部地区因地理环境、开放程度限制，整体科技创新能力不足，金融科技对其绿色技术创新的边际效应更强。

4.5.3. 基于企业规模的异质性分析

本研究将公司规模的中位数作为划分标准，对样本企业进行了重新分类。公司规模位于中位数以下的企业划分为小型企业，中位数以上的企业划分为大型企业，重新进行分组回归。表 7 列(1)和列(2)表明金融科技对于大型企业的正向促进作用在 5%水平上显著为正。可能的原因在于大型企业因集聚效应与规模效应显著，能够实现规模经济，增强创新能力。小型企业大多存在专业化生产水平不高，资源利用不充分等问题，导致其难以利用金融科技实现对绿色技术创新的推动作用。

Table 7. Heterogeneity analysis of size
表 7. 规模异质性分析

变量	(1)	(2)
	小型企业	大型企业
	Green_via	Green_via
<i>Fintech</i>	0.008 (0.664)	0.033** (2.187)
<i>N</i>	6,603	7,783
<i>R</i> ²	0.122	0.370
控制变量	YES	YES
年份/行业固定效应	YES	YES
Fisher 检验	0.085*	

4.6. 调节效应

4.6.1. 环境信息披露水平的调节效应

表 8 列(2)汇报了企业环境信息披露水平在金融科技和科技企业进入之间的调节作用，交互项(*Fintech* * *Eidp*)系数通过 5%水平的显著性检验，说明高程度的环境信息披露水平能够正向调节金融科技对企业进行绿色技术创新的促进效应。企业的披露行为一定程度上缓解各方利益主体间的信息不对称，也抑制了企业的策略性行为。企业通过披露环境信息这一行为，增进社会对企业的了解和信任，展现企业的社会责任感。假设 H3a 得证。

4.6.2. 人力资本的调节效应

表 8 列(3)中交互项(*Fintech* * *Edu*)系数为 2.764，显著为正，表明各省的人力资本水平越高，金融科技对企业的绿色技术创新促进作用越强。高水平的人力资本能够更好转化金融科技为公司带来的绿色发展的红利，加速金融科技促进企业绿色技术创新的过程。假设 H3b 得证。

Table 8. Moderating effects of level of environmental information disclosure and level of human capital
表 8. 环境信息披露水平和人力资本水平的调节效应分析

变量	(1)	(2)	(3)
	Green_via	Green_via	Green_via
<i>Fintech</i>	0.031*** (3.29)	0.033*** (3.46)	0.040*** (4.07)
<i>Eidp</i>		0.177*** (3.84)	
<i>Edu</i>			10.635*** (4.05)
<i>Fintech</i> * <i>Eidp</i>		0.062** (2.02)	
<i>Fintech</i> * <i>Edu</i>			2.764* (1.83)
<i>N</i>	14,384	14,384	14,384
<i>R</i> ²	0.328	0.329	0.328
控制变量	YES	YES	YES
年份/行业固定效应	YES	YES	YES

5. 结论与启示

金融科技对制造业企业绿色技术创新有显著推动作用，基于 2015~2023 年沪深 A 股上市制造业企业数据分析得出以下结论：金融科技正向影响企业绿色技术创新，此结论经稳健性检验和内生性处理后依然成立；且该作用在国有企业、中西部企业和大型企业中更为显著。金融科技主要通过缓解融资约束和促进政策精准匹配两种途径激励绿色技术创新，同时企业环境信息披露和人力资本水平对此有正向调节作用。

基于以上结论，提出以下启示：

- 第一，加强金融科技基础设施建设，提升政策匹配精度。政府应加强中西部地区的数字基础设施建设，增强该区域企业对金融科技信心。同时设立鼓励企业运用金融科技进行绿色技术创新的专项基金和相关政策，加大政策扶持力度，提升政策匹配精度。
- 第二，提升标准制定参与度，细化金融科技应用。金融科技公司应通过积极参与绿色金融标准的制定与完善工作，推动国内与国际标准接轨，并促进绿色技术创新，优化金融服务流程，以满足不同企业和项目对融资的多元化需求。
- 第三，推动金融科技融入制造业企业端，提升应用深度。制造业企业通过加强企业管理层和技术人员对金融科技的理解和应用，组建或强化金融科技团队，完善自身管理系统以适应金融科技发展与应用。

同时积极与金融科技公司合作, 共同推动金融科技在制造业的深度融合与应用, 加速绿色技术的研发与输出。

基金项目

国家社会科学基金一般项目, 金融科技创新与监管的激励相容机制及政策设计(21BJY148)。

参考文献

- [1] Zhao, X. and Qian, Y. (2023) Does Digital Technology Promote Green Innovation Performance? *Journal of the Knowledge Economy*, **15**, 7568-7587. <https://doi.org/10.1007/s13132-023-01410-w>
- [2] Feng, S., Zhang, R. and Li, G. (2022) Environmental Decentralization, Digital Finance and Green Technology Innovation. *Structural Change and Economic Dynamics*, **61**, 70-83. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2022.02.008>
- [3] Howell, S.T. (2017) Financing Innovation: Evidence from R&D Grants. *American Economic Review*, **107**, 1136-1164. <https://doi.org/10.1257/aer.20150808>
- [4] 赖俊明. 环境权益交易对企业绿色创新的影响研究——基于二氧化硫排污交易政策视角[J]. 软科学, 2024, 38(2): 117-123.
- [5] Abdin, J., Sharma, A., Trivedi, R. and Wang, C. (2024) Financing Constraints, Intellectual Property Rights Protection and Incremental Innovation: Evidence from Transition Economy Firms. *Technological Forecasting and Social Change*, **198**, Article ID: 122982. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2023.122982>
- [6] Minetti, R. and Zhu, S.C. (2011) Credit Constraints and Firm Export: Microeconomic Evidence from Italy. *Journal of International Economics*, **83**, 109-125. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2010.12.004>
- [7] Song, M., Chen, M. and Wang, S. (2018) Global Supply Chain Integration, Financing Restrictions, and Green Innovation: Analysis Based on 222, 773 Samples. *The International Journal of Logistics Management*, **29**, 539-554. <https://doi.org/10.1108/ijlm-03-2017-0072>
- [8] Lv, P. and Xiong, H. (2022) Can Fintech Improve Corporate Investment Efficiency? Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, **60**, Article ID: 101571. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101571>
- [9] 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):100-120.
- [10] 宋敏, 周鹏, 司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021(4): 138-155.
- [11] 孔东民, 韦咏曦, 季绵绵. 环保费改税对企业绿色信息披露的影响研究[J]. 证券市场导报, 2021(8): 2-14.
- [12] 舒欢, 黄婷婷. 数字金融对企业绿色技术创新的作用机制与影响效应[J]. 南京社会科学, 2024(4): 47-58.
- [13] He, Y., Ding, X. and Yang, C. (2021) Do Environmental Regulations and Financial Constraints Stimulate Corporate Technological Innovation? Evidence from China. *Journal of Asian Economics*, **72**, Article ID: 101265. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101265>
- [14] 陈红, 张玉, 刘东霞. 政府补助、税收优惠与企业创新绩效——不同生命周期阶段的实证研究[J]. 南开管理评论, 2019, 22(3): 187-200.
- [15] Bartik, T.J. (1991) Who Benefits from State and Local Economic Development Policies? W.E. Upjohn Institute. <https://doi.org/10.17848/9780585223940>