

绿色信贷政策与企业战略选择

——基于重污染行业上市企业的实证检验

曲昭安

中国海洋大学经济学院, 山东 青岛

收稿日期: 2023年7月6日; 录用日期: 2023年7月17日; 发布日期: 2023年8月29日

摘 要

在推动绿色金融发展的背景下,如何更好地发挥绿色信贷政策在引导重污染企业战略转型中的作用,已成为一项亟待研究和解决的问题。本文以2012年《绿色信贷指引》政策的实施作为准自然实验,选取2006~2018年中国A股上市公司作为研究样本,运用PSM-DID模型研究了绿色信贷政策对企业战略的影响及其作用机制。研究发现:绿色信贷政策的实施促使重污染企业的战略激进度显著提升,即重污染企业战略导向由防守转向进攻。经过一系列稳健性检验之后,该结论仍然成立。异质性检验表明,这一效应对非国有企业和治理水平薄弱的重污染企业更显著。中介效应检验发现,融资约束问题的加剧是绿色信贷影响企业战略激进度的重要渠道。本文的研究为重污染企业战略转型和绿色信贷政策调整提供了一定理论依据和政策启示。

关键词

绿色信贷政策, 重污染企业, 企业战略, 双重差分, 融资约束

Green Credit Policy and Enterprise Strategic Transformation

—Empirical Validation Based on Publicly Listed Companies in Heavily-Polluting Industries

Zhao'an Qu

School of Economics, Ocean University of China, Qingdao Shandong

Received: Jul. 6th, 2023; accepted: Jul. 17th, 2023; published: Aug. 29th, 2023

Abstract

In the context of promoting the development of green finance, how to better utilize the role of

文章引用: 曲昭安. 绿色信贷政策与企业战略选择[J]. 金融, 2023, 13(5): 951-968.

DOI: 10.12677/fin.2023.135101

green credit policies in guiding the strategic transformation of heavily-polluting enterprises has become an urgent research and problem-solving issue. This paper takes the implementation of the “Green Credit Guidelines” policy in 2012 as a quasi-natural experiment, selects publicly listed companies on the Chinese A-share market from 2006 to 2018 as the research sample, and applies the PSM-DID model to study the impact of green credit policies on corporate strategies and their mechanisms. The study found that the implementation of green credit policies significantly enhances the strategic aggressiveness of heavily-polluting enterprises, indicating a shift from defensive to offensive strategic orientation. After a series of robustness tests, this conclusion still holds. Heterogeneity tests show that this effect is more significant for non-state-owned enterprises and heavily-polluting enterprises with weak governance. Mediation effect tests reveal that the exacerbation of financing constraints is an important channel through which green credit influences the strategic aggressiveness of enterprises. This study provides a certain theoretical basis and policy insights for the strategic transformation of heavily-polluting enterprises and adjustments to green credit policies.

Keywords

Green Credit Policy, Heavy-Polluting Enterprises, Corporate Strategy, Difference in Difference Method, Financing Constraints

Copyright © 2023 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

改革开放以来,我国经济高速发展,但生态环境恶化、能源利用率低等问题也接踵而来,如何兼顾经济社会高质量发展和生态环境高水平保护已成为我国亟待解决的现实问题。十九大报告明确指出,绿色金融作为连接经济和环境的桥梁和纽带,是推动生态文明建设的重要环节。2021年3月11日,十三届全国人大四次会议表决通过了《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》,提出大力发展绿色金融,坚决遏制高污染、高能耗项目盲目发展,持续推动重点行业及领域绿色化改造。2022年3月5日,李克强总理在《政府工作报告》提出有效落实碳达峰、碳中和任务,推动绿色低碳发展。二十大报告也指出,要推进美丽中国建设,统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、协同推进降碳、减污、扩绿、增长,推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展。可以说,绿色金融过去是,现在是,未来仍将是重要的经济建设目标之一,是中国实现绿色发展的重要举措与必经途径。其中,绿色信贷政策作为绿色金融体系的重要组成部分,在引导社会资本流向环保产业,推动企业绿色化改造方面发挥着重要作用。作为中国绿色金融体系的主力军,绿色信贷要求银行业金融机构以企业的环境表现作为信贷决策的重要依据,通过引导信贷资源的绿色配置,助力全社会降低能源消耗,推动经济绿色低碳可持续发展。2012年2月24日,原中国银监会颁布《绿色信贷指引》(以下简称“指引”),作为绿色信贷领域的首个规范性文件,标志着中国的绿色信贷政策迈向了规范化阶段。《指引》要求金融机构对“两高一剩”行业设置高准入门槛,为清洁产业提供倾斜性支持,这意味着重污染企业获得信贷支持的难度加大,旨在引导重污染企业加大绿色创新,推动经济绿色转型。研究绿色信贷政策下重污染企业是被动防御缩减资本投资,还是主动嬗变加快转型升级,对于理解政策的微观经济效应,探索低碳背景下重污染企业的战略转型路径具有重要意义。

有关我国绿色信贷的研究,已有文献主要从以下两个角度探讨绿色信贷政策的经济效应:在宏观层面上,一是分析绿色信贷的运行机理,如陈立铭等(2016) [1]通过构建绿色信贷政策的生态运行模型,认为绿色信贷政策的实施关键在于最大绿色经济发展值的选取。二是绿色信贷政策的激励机制研究,如王遥等(2019) [2]基于 DSGE 模型,发现贴息、定向降准、再贷款三类激励工具均可以提高绿色信贷量。微观层面上,一是绿色信贷政策对重污染企业行为的影响,如苏冬蔚和连莉莉(2018) [3]运用双重差分法定量分析《绿色信贷指引》实施后重污染企业的投融资行为发现:绿色信贷政策对重污染企业具有显著的融资惩罚效应和投资抑制作用;杨柳勇和张泽野(2021) [4]认为绿色信贷政策会导致现有信贷规模缩减并提高了重污染企业信贷成本,对企业绿色创新具有显著的抑制效应。二是绿色信贷政策对商业银行经营的影响,如汪炜等(2021) [5]对 2011~2019 年间 27 家区域性商业银行建立系统的竞争力评价体系,证实了实施绿色信贷政策的银行综合竞争力得到提升;潘传快等(2022) [6]通过合成控制法分析 2005~2020 年兴业银行盈利能力,发现从长期来看实施绿色信贷政策可以优化银行信贷结构,改善不良贷款率,提高银行绩效。然而,对于绿色信贷与企业战略之间的关系,鲜有文献进行探讨。综上,我们可知绿色信贷政策的实施会对重污染企业施加融资约束,但其根本目的是推动重污染企业绿色创新发展。重污染企业作为中国信贷资源倾斜度最大的行业之一,为应对《绿色信贷指引》可能带来的融资困境和财务风险,重污染企业存在战略转型的多种可能。那么,绿色信贷政策的实施是否会改变重污染企业的战略选择?这种影响通过何种机制发挥作用?在不同企业间是否存在差异化表现?这是本文后续探究的核心问题。

本文以 2012 年《绿色信贷指引》的出作为准自然实验,选取 2008~2018 年中国 A 股上市公司的数据,通过构建 PSM-DID 模型考察绿色信贷政策对企业战略选择的影响及其作用机制。结果表明,绿色信贷政策促进重污染企业战略从防御转向进攻,对企业战略转型起到促进作用。其作用途径为:绿色信贷政策通过加大企业融资约束进而改变企业战略选择,融资约束在其中起到中介作用。本文可能的贡献在于:第一,借助《绿色信贷指引》的颁布作为准自然实验,采用倾向得分匹配后的双重差分回归,较好地缓解了内生性问题;第二,从上市企业微观视角检验了绿色信贷政策对于公司战略的影响,并提供了影响机制和异质性的理论基础,弥补了相关研究的空白;第三,从公司战略层面考察了绿色信贷政策的经济后果,为推进国内资本市场的绿色低碳发展和企业战略转型提供了经验参考。

2. 理论分析与假设提出

本文认为,绿色信贷政策的实施将从以下三个方面促使我国重污染企业的战略转型:

第一,绿色信贷政策具有显著的融资惩罚效应。绿色金融措施要求商业银行严格控制信贷方向和规模,遏制对污染型项目的放贷空间,从而使得重污染企业面临着更高的融资门槛和融资成本(Liu 等, 2019; 陈琪, 2019) [7] [8]。根据苏冬蔚和连莉莉(2018) [3],企业的融资决策较大地受到金融市场的供给影响,信贷门槛的提升促使重污染企业的长期负债融资显著降低。一方面,在融资约束下,重污染企业融资成本较高或融资成本难度大,缺乏开展项目的资金,无法及时获得足够的资金而放弃净现值为正的项目(孙慧, 2022) [9],企业战略可能从进攻转向防御。另一反面,考虑到绿色信贷政策中明显的资金导向机制,重污染企业会谋求战略转型,寻找新的发展出路(王馨和王营, 2021) [10],反而选择更为激进的企业战略。

第二,绿色信贷政策对于重污染企业产生了投资限制效应。绿色信贷政策实施后,重污染企业的投资规模显著下降(苏冬蔚和连莉莉, 2018) [3],但投资效率特别是绿色投资效率显著提升(王馨和王营, 2021) [10]。一方面,绿色信贷通过提升重污染企业的融资门槛,降低企业自由现金流,从而抑制过度投资或加剧投资不足(苏冬蔚和连莉莉, 2018) [3],企业战略可能从进攻转向防御。另一方面,绿色信贷政策存在定向支持机制,该机制提高了绿色转型项目的信贷可得性,激励重污染企业对落后产能进行绿色化改造(舒利敏和廖菁华, 2022) [11]。从结构上看,企业可能会通过削减生产性投资同时增加污染治理投资来获

得更大的投资收益(陆旸, 2011) [12], 从而使得企业从防御转为进攻。

第三, 绿色信贷政策会为重污染企业带来较大的舆论压力和道德谴责。社会舆论会通过监督机制和声誉机制来影响企业的投融资行为和企业战略(朱朝晖和谭雅妃, 2020) [13]。经验证据表明, 绿色信贷政策推出后, 社会公众的环保意识不断增强, 企业面临的媒体关注和舆论压力也与日俱增(戴万亮和路文玲, 2020) [14], 媒体对重污染企业的负面报道, 行业中其他企业履行环境责任等给污染企业增加道德压力, 从而使企业出于道德动机降低污染排放(潘楚林和田虹, 2016) [15]。一方面, 绿色信贷政策的实施会给重污染企业带来更大的信贷压力, 降低重污染企业的短期社会责任的履行。在经济环境与竞争压力背景下, 企业会选择防御型战略以保障企业正常运转。另一方面, 实施绿色信贷政策会向外界传递绿色发展的信号, 认为当企业面临道德困境时, 企业积极履行社会责任节能减排可以向外界传递有利信号从而缓解舆论压力(Minor 和 Morgan, 2011) [16]。绿色信贷政策可以激励和约束重污染企业, 商业银行通过提高重污染企业的融资门槛, 倒逼重污染企业进行绿色转型升级; 同时绿色信贷政策会加大媒体关注的压力作用(张玉明等, 2021) [17], 依据委托-代理理论和波特假说, 股东会进一步督促管理者开展绿色创新活动, 推动企业转型升级(王馨和王营, 2021; 张劲松和鲁珊珊, 2022) [10] [18]。综合以上几点, 企业战略也有可能从防御转向进攻。

根据以上分析, 本文提出如下竞争性假设:

假设 H1a: 绿色信贷政策会促进重污染企业战略从进攻转向防御。

假设 H1b: 绿色信贷政策会促进重污染企业战略从防御转向进攻。

本文认为融资约束是绿色信贷政策促进企业战略调整的主要中介机制。首先, 绿色信贷政策的实施会对企业面临的融资约束造成影响。绿色信贷政策以企业的环境表现作为发放信贷资源的先决条件, 实施绿色信贷政策会加剧重污染企业的融资约束(陈琪, 2019; 丁杰, 2019; Zhang 等, 2011) [8] [19] [20]。进一步地, 绿色信贷政策通过减少重污染企业的银行贷款而不是商业信用来强化融资约束(朱琳, 2020) [21]。具体而言, 绿色信贷政策加大了对绿色企业的资金倾斜投入, 而金融市场信息不对称以及政府偏好于将资金引入高经济效益项目的情况存在时, 污染企业面临较大的融资约束(王康仕等, 2019) [22]。由于信息不对称存在, 创新成果不确定性大, 绿色创新企业往往面临较大的融资约束(徐飞, 2019) [23]。

企业所面临的融资约束问题会相应地影响企业决策, 进而对企业的战略选择做出调整。进一步研究表明, 随着融资约束加剧, 企业的生产效率逐渐降低(邓可斌和曾海舰, 2014) [24], 严重融资约束还会迫使高新技术公司缩减企业的 R&D 投资(卢馨等, 2013) [25], 而且融资约束加剧对民营企业的创新有抑制作用(余明桂等, 2019) [26], 企业战略相对转为保守。但也有研究表明, 绿色金融项目会提高第三方机构的参与度, 推动供需双方信息沟通, 降低信息不对称带来的创新效率损失(王丽萍等, 2021) [27], 增强重污染企业的创新能力, 促使企业实施进攻型战略推动自身转型升级。与此同时, 由于绿色信贷政策具有明显的资金导向机制, 重污染企业会谋求战略转型, 寻找新的发展出路(王馨和王营, 2021) [10], 反而选择更为激进的企业战略。

假设 H2: 绿色信贷政策通过影响重污染企业的融资约束, 进而改变其战略类型。

3. 研究设计

3.1. 样本选取与数据来源

本文以我国沪深 A 股上市公司作为研究对象, 数据样本区间为 2006~2018 年。样本数据均取自国泰安金融数据库(CSMAR)。为提高数据的可靠性, 本文对原始数据进行了以下处理: 1) 剔除金融行业的上市公司及 ST 类上市公司; 2) 剔除明显存在异常的数据, 例如资产负债率大于 1 的样本; 3) 剔除数据缺失或部分缺失的样本; 4) 对连续变量进行双侧各计 1% 的缩尾处理, 以避免极端值的影响。经过上述处

理, 本文得到 2006~2018 年共计 14,966 个观测值的非平衡面板数据。

3.2. 变量设定

3.2.1. 企业战略类型

借鉴 Bentley 等(2013) [28]和 Higgins 等(2014) [29]所提出的企业战略的实证度量方法, 本文采用了如下六个指标来构建企业战略指数: 1) 企业开发新产品的倾向, 用研发支出占销售收入的比重来衡量; 2) 企业有效生产和分配其产品与服务的能力, 用员工人数与销售收入的比值来衡量; 3) 企业成长性, 用销售收入的历史增长速度来衡量; 4) 产品扩张性, 用销售费用和管理费用占销售收入的比重来衡量; 5) 组织稳定性, 用员工人数波动性, 即员工人数的标准差除以平均员工人数来衡量; 6) 资本密集度, 用固定资产占总资产的比重来衡量。根据张焰朝等(2021) [30]的研究, 进攻型战略主导的企业通常更倾向于开发新产品, 研究支出较高; 生产效率的要求较低, 员工人数与销售收入的比值更大; 收入增长趋势较为明显, 成长性更强; 重视产品市场的扩张, 销售费用和管理费用较高; 组织稳定性较差, 员工任期一般较短; 更注重人力资本投入, 固定资产投入相对低于防御型企业更少, 资本密集度更低。

上述六个指标均取过去五年的移动平均值, 将每一个“年度-行业”样本从小到大平均分为五组, 其中, 对前五个变量, 最小组赋值为 0, 次小组赋值为 1, 然后以此类推, 最大组赋值为 4。对于最后一个指标, 则采取相反方式, 最大组赋值为 0 分, 最小组赋值为 4 分。最后对于每一个“公司-年度”观测值, 将六个指标的赋值进行加总, 最终得到取值范围在 0~24 之间的企业战略指数 Strategy。该指数就度量了企业的战略激进程度, Strategy 的分值越大表明企业越趋向于进攻型战略, 战略激进度越大。

3.2.2. 绿色信贷政策

Treated 为公司虚拟变量。本文根据 2008 年《关于印发<上市公司环保核查行业分类管理名录>的通知》以及证监会 2012 年行业分类标准, 区分重污染企业。若样本是重污染企业, 则该变量取 1, 否则取 0。

Post 为时间虚拟变量。《绿色信贷指引》于 2012 年 2 月正式公布, 因此本文将 2006~2018 年作为实验期, 若样本年份在 2012 年及以后, 则该变量取 1, 否则取 0。

3.2.3. 融资约束指数

参照姜付秀等(2016) [31]和黎文靖等(2017) [32]的研究, 本文采用 KZ 指数衡量企业融资约束水平。该指数使用 Kaplan 和 Zingales (1997) [33]的方法计算所得, 该值越大, 表示企业面临的融资约束程度越高。KZ 指数的计算公式如下:

$$KZ = -\frac{Ocf}{Asset} + 3.14Leverage - 36.37\frac{Dividends}{Asset} - 1.31\frac{Cash}{Asset} + 0.28TobinQ$$

其中 Ocf、Asset、Dividends 和 Cash 分别为经营性净现金流、期初总资产、应付股利和现金持有水平, Leverage 和 TobinQ 分别表示资产负债率和托宾 Q 值。KZ 指数越大, 即表明企业融资约束水平越高, 受融资约束影响程度越严重。

3.2.4. 控制变量

本文借鉴王业静等(2021) [34]、孟庆斌等(2019) [35]、张焰朝等(2021) [30]、韩艳锦(2021) [36]等的研究, 设置 10 个控制变量, 包括: 企业规模(Size)、总资产收益率(Roa)、资产负债率(Lev)、现金流(Cf)、股权集中度(Top5)、两职合一(Dual)、高管薪酬(Pay)、董事会规模(Board)、产权性质(Soe)、上市年限(Age)。此外, 本文为控制行业、年份变量对财务风险的影响, 根据证监会《上市公司行业指引(2012)》行业分类

标准，设置行业(Industry)虚拟变量；根据年份设置年份(Year)虚拟变量，本文所有变量定义如表 1 所示。

Table 1. Variable data description
表 1. 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	定义
被解释变量	企业战略激进度	Strategy	参考 Bentley 等(2013)的衡量方法
解释变量	时间虚拟变量	Post	以 2012 年发布《绿色信贷指引》为界，实施前为 0，实施后为 1
	企业虚拟变量	Treated	当公司属于重污染行业时取值为 1，否则取值为 0
中介变量	融资约束水平	KZ	Kaplan 和 Zingales (1997)的 KZ 指数
控制变量	企业规模	Size	总资产的自然对数
	总资产收益率	Roa	净利润除以总资产
	资产负债率	Lev	总负债除以总资产
	现金流	Cf	经营活动现金流量净额除以总资产
	股权集中度	Top5	前五大股东的持股比例
	两职合一	Dual	董事长和总理由一人兼任为 1，否则为 0
	高管薪酬	Pay	前三位高管薪酬的自然对数
	董事会规模	Board	董事会人数
	产权性质	Soe	国有企业为 1，非国有企业为 0
	上市年限	Age	企业上市的年限

3.3. 模型构建

本文以重污染行业上市公司作为实验组，使用以下固定效应双重差分模型检验绿色信贷政策对企业战略类型的影响，具体模型如下：

$$\begin{aligned} \text{Strategy}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{Post}_t \times \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Treated}_i + \beta_3 \text{Post}_t + \sum \text{Controls}_{i,t} \\ & + \sum \text{Industry} + \sum \text{Year} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中， $\text{Strategy}_{i,t}$ 为公司 i 在时点 t 的企业战略激进度，解释变量 Treated_i 当公司 i 属于重污染行业时取值为 1，否则取值为 0，从个体上反映了重污染企业与非重污染企业之间的战略差异。解释变量 $\text{Post}_{i,t}$ 在绿色信贷政策颁布后取值为 1，否则取值为 0，从时序上反映了绿色信贷政策实施前后企业战略的差异。交互项 $\text{Post} \times \text{Treated}$ 的系数 β_1 度量了绿色信贷政策的处理效应。 Controls 包括一系列公司层面的控制变量， Industry 和 Year 分别控制了行业与年份层面的固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。如果 β_1 显著小于 0，则表明绿色信贷政策的实施显著促使了重污染企业战略从进攻转向防御，此时假设 H1a 成立。反之，若 β_1 显著大于 0，则假设 H1b 成立。

进一步地，本文参照温忠麟和叶宝娟(2014) [37]提出的中介效应依次检验法，考察绿色信贷政策影响企业战略转型的作用渠道。中介效应检验程序如下：

$$\text{Strategy}_{i,t} = \alpha + \beta_4 \text{Post}_t \times \text{Treated}_i + \mu \text{Controls} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{KZ}_{i,t} = \alpha + \varphi \text{Post}_t \times \text{Treated}_i + \mu \text{Controls} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{Strategy}_{i,t} = \alpha + \beta_5 \text{Post}_t \times \text{Treated}_i + \tau \text{KZ}_{i,t} + \mu \text{Controls} + \varepsilon_{i,t}$$

(4)

其中，中介变量 $\text{KZ}_{i,t}$ 为企业的融资约束水平。如果式(3)和(4)中的 φ 、 τ 系数在统计上同时显著且方向符合预期，则表明中介效应存在，即绿色信贷的实施会通过改变企业的融资约束水平，进而改变企业的战略类型，此时假设 H2 成立。如果 φ 、 τ 至少有一个在统计上不显著，则本文补充进行 Bootstrap 检验以判断中介效应是否存在。

4. 实证结果与分析

4.1. 描述性统计

表 2 列示了各变量基于重污染企业《指引》实施前后及企业总样本的描述性统计结果。通过对比发现，重污染企业的战略激进度在《指引》实施前的均值、中位数、最小值及最大值分别 11.706、12、2、23，而《指引》实施后的均值、中位数、最小值及最大值分别 14.295、14、3、24，这说明《指引》实施后的重污染企业战略激进度均显著高于《指引》实施前。在融资约束水平方面，《指引》实施前后重污染企业的均值分别为 3.519 和 4.500，这意味着，绿色信贷政策的确加剧了重污染企业的融资约束。

Table 2. Descriptive statistical analysis of variables
表 2. 描述性统计结果

变量	重污染企业										企业总样本				
	《指引》实施前					《指引》实施后									
	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
Strategy	11.706	4.131	12.000	2.000	23.000	14.295	4.731	14.000	3.000	24.000	12.082	4.899	12.000	2.000	24.000
KZ	3.519	2.100	3.206	-5.634	15.155	4.500	2.232	4.152	-3.964	15.555	4.002	2.182	3.753	-5.983	15.906
Size	22.005	1.191	21.873	19.124	25.924	22.488	1.232	22.313	19.124	25.924	22.331	1.250	22.205	19.124	25.924
Roa	0.034	0.065	0.029	-0.256	0.211	0.034	0.062	0.039	-0.256	0.211	0.032	0.058	0.030	-0.256	0.211
Lev	0.520	0.182	0.540	0.053	0.893	0.460	0.206	0.457	0.053	0.893	0.492	0.199	0.501	0.053	0.893
Cf	0.062	0.070	0.058	-0.156	0.240	0.059	0.065	0.058	-0.156	0.240	0.046	0.072	0.045	-0.156	0.240
Top5	0.500	0.152	0.502	0.194	0.885	0.505	0.150	0.499	0.194	0.885	0.499	0.150	0.497	0.194	0.885
Dual	0.119	0.324	0.000	0.000	1.000	0.188	0.391	0.000	0.000	1.000	0.173	0.379	0.000	0.000	1.000
Pay	13.736	0.790	13.704	12.154	16.215	14.358	0.706	14.329	12.154	16.212	14.276	0.772	14.200	12.155	16.212
Board	9.537	1.976	9.000	5.000	15.000	8.939	1.761	9.000	5.000	15.000	8.942	1.794	9.000	5.000	15.000
Soe	0.721	0.449	1.000	0.000	1.000	0.529	0.499	1.000	0.000	1.000	0.582	0.493	0.000	0.000	1.000
Age	23.033	2.995	23.000	16.000	29.000	19.486	5.449	21.000	9.000	29.000	20.784	5.516	22.000	9.000	29.000

4.2. 平行趋势检验

Bertrand 等(2004) [38]指出，双重差分估计有效性的前提之一就是实验组和控制组在接受处理之前满足同趋势假设。因此，为了验证 DID 模型的适用性，本文对绿色信贷政策实验组和控制组的企业战略类型进行了同趋势检验，如下图 1 所示。结果显示，在 2012 年绿色信贷政策实施之前，实验组和控制组的企业战略激进度大致保持相同的增长趋势，而在政策实施之后，实验组和控制组战略激进度的短期增长趋势(两年内)出现显著差异。因此，本文使用 DID 模型检验绿色信贷政策对企业战略激进度的影响符合同趋势假设的前提条件。

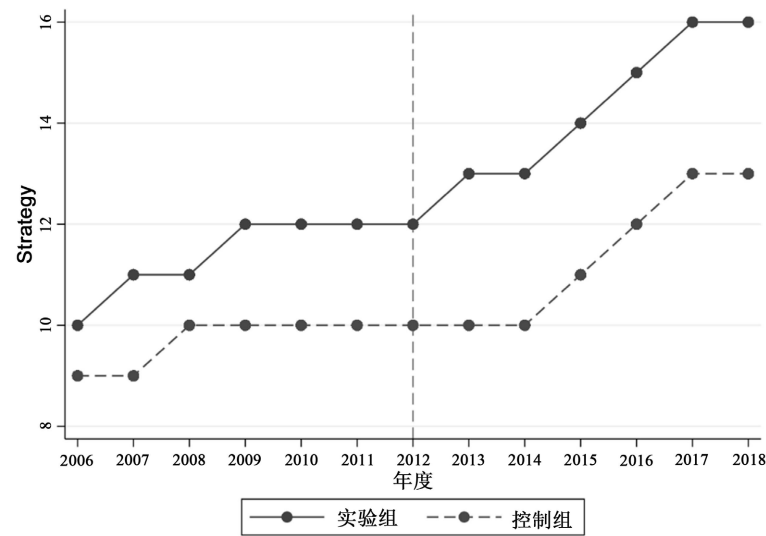


Figure 1. Parallel trend of enterprise strategic progress
图 1. 企业战略激进度平行趋势

4.3. 回归结果分析

基准回归结果如表 3 所示。表 3 的第(1)列和第(2)列分别为不包含控制变量与包含控制变量的回归结果，企业战略激进度均与绿色信贷政策的实施在 1%的水平下显著正相关，说明无论是否控制其他因素的影响，绿色信贷政策均能显著提高重污染企业的战略激进度；第(3)列控制了年份(Year)与行业(Industry)的影响，结果表明绿色信贷政策与企业战略激进度的回归系数为 0.858，且在 1%的水平下显著，即共同控制其他因素及年份、行业的固定效应后，绿色信贷政策的实施仍存在提高企业战略激进度的作用。综合(1)、(2)、(3)列的回归结果，假设 H1b 得到验证。

Table 3. Test of the impact of green credit policy on enterprise strategic incentive progress
表 3. 绿色信贷政策对企业战略激进度的影响检验

	(1)	(2)	(3)
Variables	Strategy	Strategy	Strategy
Post × Treated	2.918*** (15.60)	2.623*** (14.06)	0.858*** (4.34)
Size		0.346*** (3.35)	0.036 (0.51)
Roa		-0.074*** (-6.12)	-0.024** (-2.70)
Lev		-0.010* (-1.85)	-0.005 (-1.34)
Cf		0.005 (0.59)	0.032*** (5.44)
Top5		-0.028*** (-4.15)	-0.016*** (-3.42)

Continued

Dual		-0.091	-0.159
		(-0.46)	(-1.21)
Pay		0.131	0.074
		(0.96)	(0.72)
Board		-0.095*	-0.005
		(-1.82)	(-0.15)
Soe		0.440*	0.703***
		(1.86)	(4.29)
Firm age		-0.136***	0.004
		(-6.91)	(0.27)
Constant	11.381***	7.376***	2.829*
	(95.78)	(3.74)	(1.69)
Year	NO	NO	YES
Industry	NO	NO	YES
Observations	14,966	14,966	14,966
R-squared	0.065	0.102	0.567

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

表 4 为企业融资约束中介效应的回归检验结果。其中第(1)列为不纳入中介变量时的回归结果。此时 $\text{Post} \times \text{Treated}$ 的估计系数在 1%的水平上显著为正,说明绿色信贷政策的实施显著提高了重污染企业的战略激进度,第(2)列显示了政策实施对中介变量的影响, $\text{Post} \times \text{Treated}$ 的估计系数在 5%的水平上显著为正,说明绿色信贷政策的实施加剧了重污染企业的融资约束,第(3)列为纳入中介变量后的回归情况, $\text{Post} \times \text{Treated}$ 的估计系数在 1%的水平上显著为正, KZ 的估计系数在 5%的水平上显著为正,参照温忠麟和叶宝娟(2014) [37]提出的中介效应依次检验法,说明重污染企业的融资约束在绿色信贷政策对重污染企业战略激进度的影响上起到了显著的中介效应,即“绿色信贷政策的实施→融资约束加剧→企业的战略类型改变”路径成立,假设 H2 通过检验。综上,绿色信贷政策实施后,重污染企业面临更加严峻的融资约束,融资约束水平的提高又将正向刺激企业在绿色改革、技术创新等方面的决策和行为,从而促进企业战略由防御转向进攻,即迫使企业进行战略转型。

Table 4. Mesomeric effect test of financing constraint level

表 4. 融资约束水平的中介效应检验

	(1)	(2)	(3)
Variables	Strategy	KZ	Strategy
$\text{Post} \times \text{Treated}$	0.858***	0.125**	0.850***
	(4.34)	(2.04)	(4.28)
KZ			0.068***

Continued			
KZ			0.068** (1.97)
Size	0.036 (0.51)	0.380*** (15.81)	0.010 (0.14)
Roa	-0.024*** (-2.70)	0.060*** (18.16)	-0.028*** (-3.16)
Lev	-0.005 (-1.34)	-0.053*** (-40.65)	-0.002 (-0.36)
Cf	0.032*** (5.44)	0.143*** (63.49)	0.023*** (2.89)
Top5	-0.016*** (-3.42)	0.002 (1.22)	-0.016*** (-3.44)
Dual	-0.159 (-1.21)	-0.016 (-0.38)	-0.157 (-1.20)
Pay	0.074 (0.72)	0.104*** (3.40)	0.066 (0.65)
Board	-0.005 (-0.15)	0.015 (1.40)	-0.006 (-0.18)
Soe	0.703*** (4.29)	0.010 (0.22)	0.702*** (-4.29)
Firm age	0.004 (0.27)	-0.013*** (-3.31)	0.005 (0.34)
Constant	2.829* (1.69)	-4.137*** (-7.20)	3.112* (1.87)
Year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Observations	14,966	14,966	14,966
R-squared	0.567	0.696	0.567

注：括号内为聚类到行业层面的稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

4.4. 异质性分析

4.4.1. 基于企业所有权性质的异质性分析

国有企业相比非国有企业在资金规模、政府支持等方面更具优势，进行信贷融资时面临的歧视程度更小(邓可斌和曾海舰，2014) [24]，因而绿色信贷政策实施后受到的融资约束也相比较小，这说明不同所有权性质的企业受到绿色信贷政策的影响可能有所不同。按照重污染企业所有权性质分组回归的结果如表 5 的(1)、(2)列所示，可以发现绿色信贷政策实施后，相较于国有重污染企业，非国有重污染企业更加

显著地提升了战略激进度,且组间系数差异在 1%的水平上显著。可能的原因是国有企业受政府干预及委托代理问题影响经营效率较低,在战略决策中更加倾向于保守稳健(李文贵和余明桂, 2012) [39],而非国有企业面临着更为严峻的融资约束,导致其进行改革的动机更为强烈,从而显著地促进企业战略由防御转向进攻。

4.4.2. 基于企业治理水平的异质性分析

鉴于独立董事在企业中的占比会对企业的治理水平产生影响,独立董事的占比越高,一定程度上会加强对企业高管的监督作用(支晓强等, 2021) [40],高管的战略制定机制将会更加谨慎。还有学者研究指出,管理层的风险承担水平在管理层股权激励对企业创新的影响过程中发挥了一定的中介效应(吉伟莉和范维超, 2021) [41],管理层的持股比例越高,管理层的风险承担水平会更高,对战略选择会更加慎重。此外,机构投资者持股比例也是影响企业战略选择的一个重要因素,机构投资者具有较强的信息处理能力和丰富的投资经验,有学者研究表明机构持股对企业创新有显著促进作用(李仲泽, 2020) [42],机构投资者持股比例越高,企业的洞察力将会更强,对以绿色信贷政策为代表的绿色可持续发展趋势的响应可能更加敏捷。因此本文以独立董事占比(Indirect)、管理层持股比例(Manage)、机构投资者持股比例(Invest)作为公司治理水平的代理变量,考察公司治理差异对企业战略选择的影响。本文分别根据三个代理变量的中位数将总样本划分为治理水平低和高两个自样本,按照其差异并控制行业和年度固定效应进行分组回归检验,得到表 5 第(3)、(4)、(5)、(6)、(7)、(8)所示结果。由表 5 可知,管理层持股比例低的企业估计系数在 1%的水平上显著为正,管理层持股比例高的企业的估计系数在 5%的水平上显著为正,而独立董事占比、机构投资者持股比例无论高低,绿色信贷政策对重污染企业的战略转型的促进作用的估计系数均在 1%的水平上显著为正。从回归系数绝对值上可以发现,对于独立董事占比低、管理层持股比例低、机构投资这持股比例低的企业,绿色信贷政策对重污染企业的战略转型促进作用更加显著。同时,组间系数差异分别在 5%, 5%和 1%的水平上显著。由此可见,比于公司治理水平较高的企业,绿色信贷政策对公司治理薄弱的重污染企业的战略转型促进作用更显著。

Table 5. Heterogeneity analysis of property nature and corporate governance level

表 5. 产权性质和公司治理水平异质性分析

分组检验	产权性质		独立董事占比		管理层持股		机构投资者持股	
	非国有 (1)	国有 (2)	低 (3)	高 (4)	低 (5)	高 (6)	低 (7)	高 (8)
Post × Treated	1.051*** (4.41)	0.832*** (5.77)	1.395*** (6.89)	0.607*** (3.97)	1.011*** (6.94)	0.618** (2.28)	1.273*** (3.53)	0.575*** (6.51)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	3.625*** (2.97)	3.155*** (3.28)	2.699** (2.51)	3.331*** (2.93)	1.446 (1.24)	6.158*** (5.73)	-0.588 (-0.48)	6.116*** (5.66)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	6259	8707	6920	8029	9334	5034	7733	6634
R-squared	0.552	0.596	0.543	0.601	0.563	0.611	0.590	0.564
组间差异检验	0.219***		0.788**		0.393**		0.698***	
Chi2	8.27		4.36		5.80		9.45	

注: 括号内为 t 值; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

5. 稳健性检验

5.1. 替换被解释变量

本文参考孙健等(2016) [43]的做法，将战略激进度指标 Strategy 替换为表示进攻型战略的虚拟变量 Pros 和防御型战略的虚拟变量 Defe。当 Strategy ≥ 18 时，Pros 取 1，否则取 0。当 Strategy ≤ 6 时，Defe 取 1，否则取 0。然后根据模型(1)重新采用 Logit 回归进行估计，回归结果如表 6 列(1)、(2)所示，研究结论不变。

5.2. 变更估计方法和时间区间

为了避免公司特质对回归结果产生影响，本文控制公司层面的固定效应并对公司层面的标准误进行聚类，回归结果如表 6 中列(3)所示，研究结论不变。同时，本文对政策冲击的时间区间进行变更，表 6 中列(4)、(5)、(6)设定的样本区间依次为政策前后 2 年、前后 3 年、前后 4 年，回归结果呈正向显著，与前文结论保持一致。

Table 6. Robustness test results

表 6. 稳健性检验结果

Variables	替换被解释变量		变更估计方法	变更时间区间		
	(1) Pros	(2) Defe	(3) Firm effect	(4) [-2, 2]	(5) [-3, 3]	(6) [-4, 4]
Post $\times$ Treated	1.000*** (21.06)	-1.482*** (-17.30)	0.183** (2.68)	2.050*** (12.82)	2.200*** (16.10)	2.300*** (19.16)
KZ						
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-4.729*** (-8.92)	3.491*** (6.34)	19.984*** (16.23)	8.056*** (5.40)	7.543*** (6.01)	8.812*** (7.95)
Year	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	No	No	Yes	No	No	No
Observations	14,966	14,966	14,966	5278	7427	9819
R-squared	0.071	0.061	0.114	0.071	0.08	0.09

注：表格中第(1)、(2)列 R-squared 为 Pseudo-R²。

5.3. 倾向得分匹配

为避免可能存在的样本自选择问题导致结果出现偏差，本文采用倾向得分匹配法(PSM)对样本进行 1:1 最近邻匹配。本文运用 Logit 模型计算倾向得分。为了保证在实验组和控制组之间，协变量的倾向得分不存在显著差异，并克服样本选择性偏差产生的影响，需要对匹配后的数据进行平衡性检验。若匹配后的协变量在实验组和对照组之间的偏差绝对值小于 10%，则可以认为匹配结果是有效的。表 7 和图 2 为匹配后样本数据的平衡性检验结果，可以发现，协变量在匹配前存在显著差异。在实现一比一的最近邻匹配后，协变量的标准偏差都显著小于 10%，且匹配后的 t 值均不显著，说明此时协变量不存在组间的显著差异。

Table 7. PSM balance inspection
表 7. PSM 平衡性检验

Variable	Type	Treatd	Mean			t-test	
			Control	% bias	% reduct bias	t	p > t
Size	U	22.318	22.338	-1.6		-0.97	0.332
	M	22.317	22.275	3.3	-102.5	1.75	0.080
Roa	U	0.034	0.031	6.1		3.70	0.000
	M	0.034	0.035	1.4	77.5	0.71	0.477
Lev	U	0.479	0.500	-10.4		-6.17	0.000
	M	0.479	0.472	3.6	65.9	1.89	0.059
Cf	U	0.061	0.038	32.2		18.81	0.000
	M	0.060	0.060	0.3	99.1	0.15	0.881
Top5	U	0.504	0.496	5.0		2.95	0.003
		0.503	0.502	1.0	80.2	0.52	0.604
Dual	U	0.164	0.179	-4.0		-2.32	0.020
	M	0.164	0.163	0.2	93.9	0.13	0.898
Pay	U	14.140	14.356	-28.1		-16.73	0.000
	M	14.140	14.136	0.6	97.9	0.32	0.751
Board	U	9.150	8.821	18.2		10.85	0.000
	M	9.149	9.130	1.1	94.2	0.54	0.592
Soe	U	0.596	0.573	4.7		2.79	0.005
	M	0.596	0.585	2.3	52.0	1.20	0.231
Firm age	U	20.733	20.813	-1.5		-0.86	0.389
	M	20.734	20.707	0.5	66.8	0.26	0.792

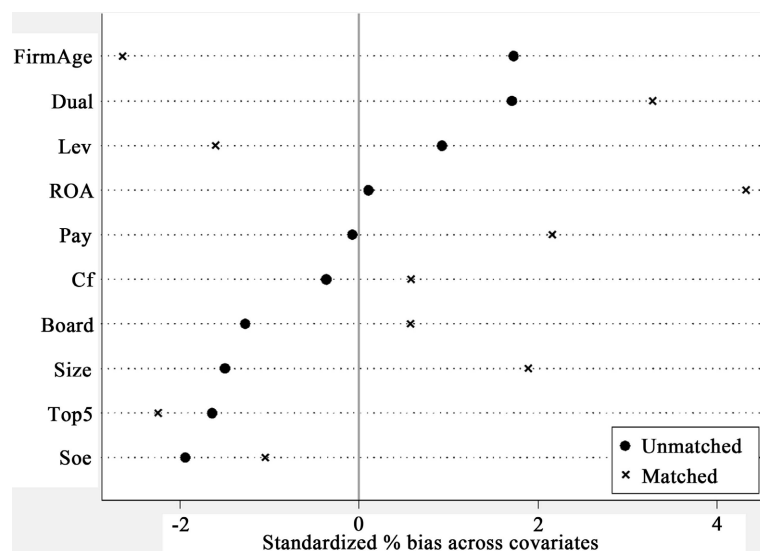


Figure 2. PSM matching results of covariates
图 2. 协变量的 PSM 匹配结果

基于匹配后的 PSM 样本的回归结果如表 8 所示。结果显示, $\text{Post} \times \text{Treated}$ 交互项的系数无论是否加入控制变量或考虑年份(Year)和行业(Industry)的影响, 均在 1%水平下显著为正, 说明绿色信贷政策的实施显著促使了重污染企业战略从防御转向进攻, 与基于全样本的基准回归结果所得出的结论一致。

Table 8. Test of the impact of green credit policy on enterprise strategic incentive progress (PSM sample)

表 8. 绿色信贷政策对企业战略激进度的影响检验(PSM 样本)

	(1)	(2)	(3)
Variables	Strategy	Strategy	Strategy
Post $\times$ Treated	3.076*** (19.20)	2.685*** (16.51)	0.848*** (3.77)
Size		0.294*** (3.50)	-0.047 (-0.74)
Roa		-0.081*** (-5.57)	-0.029*** (-2.75)
Lev		0.001 (0.11)	-0.001 (-0.25)
Cf		0.002 (-0.18)	0.043*** (5.15)
Top5		-0.032*** (-5.91)	-0.024*** (-6.14)
Dual		-0.327 (-1.60)	-0.235 (-1.62)
Pay		0.343*** (2.85)	0.277*** (3.00)
Board		-0.126*** (-2.87)	-0.036 (-1.10)
Soe		0.485*** (2.78)	0.863*** (6.76)
Firm age		-0.138*** (-8.75)	-0.013 (-1.07)
Constant	11.275*** (121.94)	5.572*** (3.21)	2.619 (1.44)
Year	No	No	Yes
Industry	No	No	Yes
Observations	3931	3931	3931
R-squared	0.086	0.127	0.586

5.4. 安慰剂检验

安慰剂检验的核心思想是通过虚构处理组或虚构政策时间对原模型进行重新估计，如果不同虚构方式下的估计量的回归结果依然显著，那么就说明原来的估计结果很有可能出现了偏误，被解释变量的变动很有可能是受到了其他政策变革或者随机性因素的影响。本文的安慰剂检验主要从替换政策时间和虚构实验组两方面进行。

5.4.1. 替换政策时间

参考王瀚晨和王汀汀(2021) [44]的做法，为了检验解释变量的变化是否由政策冲击造成，本文将政策的实施时间分别提前 1 年、2 年和 3 年，并设置三个新的虚拟变量 $Post$ ，二次估计结果如表 9 列(1)、(2)、(3)，回归系数均不显著，这表明本文所观测到的企业战略转型趋势确实是由绿色信贷政策的实施引起的。

5.4.2. 虚构实验组

参考陈琪(2019) [8]的做法，本文从总样本中随机选取与原回归重污染企业样本同等数量的样本，并生成虚拟实验组，随机选择的实验组即作为安慰剂，其他样本企业则作为对照组。本文设置一个新的虚拟变量 $Treated$ ， $Treated$ 取 1 表示虚拟实验组， $Treated$ 取 0 表示控制组，其余控制变量与前文保持一致，重复上述回归，虚构实验组的回归结果如表 9 列(4)所示，交互项的回归系数不显著，说明本文的研究结论较为稳健。

Table 9. Placebo test results

表 9. 安慰剂检验结果

Variables	虚构政策时间			虚构处理组
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Post \times Treated$	0.040 (0.43)	0.063 (0.58)	0.083 (1.12)	-0.025 (0.25)
Constant	-10.30*** (9.56)	-10.30*** (8.42)	-10.30*** (12.64)	-9.623*** (10.28)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14,966	14,966	14,966	14,966
R-squared	0.115	0.106	0.132	0.104

6. 研究结论及启示

在“绿水青山就是金山银山”发展理念下，通过绿色信贷政策引导重污染企业战略转型升级有着急切的现实意义，然而绿色信贷政策是否达到预期目标值得我们思考，因此深入考察绿色信贷政策与企业战略选择二者关系及影响机制是分析政策微观效应的关键。基于此，本文以 2012 年《绿色信贷指引》的出台作为准自然实验，运用 PSM-DID 模型定量分析绿色信贷政策对 2008~2018 年中国 A 股上市企业战略选择的影响效果，并研究了融资约束对两者关系的中介效应，同时探讨了不同产权性质和治理水平下的异质性效应。研究结果显示：第一，绿色信贷政策的实施显著促进了重污染企业从防御型战略转向进攻型战略，在进行了一系列稳健性检验后，上述结论依然成立。第二，融资约束在绿色信贷政策与企业

战略类型之间存在中介效应,即绿色信贷政策的实施加剧了重污染企业所面临的融资约束,进而通过影响企业决策和行为促进企业战略由防御转向激进。第三,绿色信贷政策对非国有和治理水平薄弱的重污染企业战略激进度的促进作用更加显著。

基于以上结论,本文提出如下政策启示:

第一,绿色信贷政策的实施会显著提高重污染企业的战略激进度。企业的发展战略过于激进,脱离企业实际能力或盲目发展,可能会导致过度扩张和资源浪费,难以形成企业核心竞争力,甚至危及企业的生存及持续发展。企业作为政策实施主体,应充分把握市场机遇,提高对绿色信贷政策的敏感性。特别对于重污染企业来说,主动调整战略定位动态匹配外部环境,制定符合自身发展和市场规律的企业战略,积极进行绿色创新改革,不仅是增强企业核心市场竞争力的正确举措,也是实现企业转型发展和高质量发展的最佳选择。

第二,绿色信贷政策的根本目的是通过倾斜信贷资源配置提高企业污染成本,从而倒逼重污染企业绿色转型。本文研究发现实施绿色信贷政策一方面会加剧重污染企业的融资约束,导致重污染企业融资质量和数量大幅下降;另一方面企业战略激进度提高,企业研发投入增加在加之企业的转型升级需要长期资金支持,二者之间存在不可缓和的矛盾。长期来看绿色信贷政策给重污染企业造成的融资约束,可能背离了政策本身的初衷,导致重污染企业陷入“融资贵、融资难”困境,进而难以转型升级。因此,商业银行在利用信贷政策给重污染企业带来融资约束时,需要加强对重污染企业环保投入、绿色转型的资金支持;同时不断动态调整融资惩罚力度,从源头上支持企业绿色发展。例如商业银行可定期为贷款企业进行环保评级,据此调整贷款额度。

第三,绿色信贷政策对重污染企业战略激进度的影响具有一定的差异性和不对称性,非国有重污染企业在融资方面相较于国有重污染企业存在天然劣势,而治理水平薄弱的重污染企业对政策的敏感度和反应力较差。因此,绿色信贷政策对非国有和治理水平薄弱的重污染企业战略激进度的促进作用更加显著。对此,重污染企业应完善公司治理结构,从而降低融资成本和抑制委托代理问题,提高治理水平,推动绿色可持续发展。商业银行应充分考虑到重污染企业间差异,将产权性质和治理水平纳入评估,针对不同类型的重污染企业“量身定做”绿色信贷产品,提高绿色信贷政策的效果。政府应健全和完善绿色信贷政策的效果评估机制,充分考虑地区和行业差异,降低政策效果的差异性。

第四,我国的绿色信贷仍处于起步阶段,政府在不断发展绿色信贷的同时,也应扶持绿色债券、绿色保险等其他绿色金融产品的发展,加快形成绿色金融市场体系。环保部门应该加强与商业银行之间的协调配合,推动建设企业环境信息共享平台,例如建立企业环境评级数据库,确立绿色项目认定标准等,为商业银行的绿色信贷决策提供可靠的依据并降低银行的信息成本。专利和产权部门应该加强对绿色技术科创的产权保护并加快制定绿色专利清单,方便企业获取绿色信贷,提高企业绿色转型的积极性。

参考文献

- [1] 陈立铭,郭丽华,张伟伟.我国绿色信贷政策的运行机制及实施路径[J].当代经济研究,2016(1): 91-96.
- [2] 王遥,潘冬阳,彭俞超,梁希.基于DSGE模型的绿色信贷激励政策研究[J].金融研究,2019(11): 1-18.
- [3] 苏冬蔚,连莉莉.绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为? [J]. 金融研究,2018(12): 123-137.
- [4] 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.
- [5] 汪炜,戴雁南,乔桂明.绿色信贷政策对商业银行竞争力影响研究——基于区域性商业银行的准自然实验[J].财经问题研究,2021(8): 62-71.
- [6] 潘传快,李畅,陈俊杰.绿色信贷政策对商业银行盈利能力的影响研究——以兴业银行实行赤道原则为例[J].技术与市场,2022,29(4): 146-151.
- [7] Liu, X.H., Wang, E.X. and Cai, D.T. (2019) Green Credit Policy, Property Rights and Debt Financing: Quasi-Natural

- Experimental Evidence from China. *Finance Research Letters*, 29, 129-135. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.03.014>
- [8] 陈琪. 企业环保投资与经济绩效——基于企业异质性视角[J]. 华东经济管理, 2019, 33(7): 158-168.
- [9] 孙慧. 融资约束与机构投资者持股对投资效率的影响[J]. 廊坊师范学院学报(自然科学版), 2022, 22(1): 77-83.
- [10] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 37(6): 173-188+11.
- [11] 舒利敏, 廖菁华. 末端治理还是绿色转型?——绿色信贷对重污染行业企业环保投资的影响研究[J]. 国际金融研究, 2022(4): 12-22.
- [12] 陆旸. 中国的绿色政策与就业: 存在双重红利吗? [J]. 经济研究, 2011(7): 42-54.
- [13] 朱朝晖, 谭雅妃. 契约监管与重污染企业投资效率——基于《绿色信贷指引》的准自然实验[J]. 华东经济管理, 2020, 34(10): 74-86.
- [14] 戴万亮, 路文玲. 环保舆论压力对制造企业绿色创新能力的影响——领导环保意识与组织绿色学习的链式中介效应[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(9): 131-137.
- [15] 潘楚林, 田虹. 利益相关者压力、企业环境伦理与前瞻型环境战略[J]. 管理科学, 2016, 29(3): 38-48.
- [16] Minor, D. and Morgan, J. (2011) CSR as Reputation Insurance: Primum Non Nocere. *California Management Review*, 53, 40-59. <https://doi.org/10.1525/cmr.2011.53.3.40>
- [17] 张玉明, 邢超, 张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. 管理学报, 2021, 18(4): 557-568.
- [18] 张劲松, 鲁珊珊. 绿色信贷政策对企业创新绩效的影响[J]. 统计与决策, 2022, 38(7): 179-183.
- [19] 丁杰. 绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应[J]. 经济评论, 2019(4): 62-75.
- [20] Zhang, B., Yang, Y. and Bi, J. (2011) Tracking the Implementation of Green Credit Policy in China: Top-Down Perspective and Bottom-Up Reform. *Journal of Environmental Management*, 92, 1321-1327. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2010.12.019>
- [21] 朱琳. 绿色政策对污染企业融资约束的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 成都: 西南交通大学, 2020.
- [22] 王康仕, 孙旭然, 王凤荣. 绿色金融、融资约束与污染企业投资[J]. 当代经济管理, 2019, 41(12): 83-96.
- [23] 徐飞. 银行信贷与企业创新困境[J]. 中国工业经济, 2019(1): 119-136.
- [24] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 47-60+140.
- [25] 卢馨, 郑阳飞, 李建明. 融资约束对企业 R&D 投资的影响研究——来自中国高新技术上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2013(5): 51-58+96.
- [26] 余明桂, 钟慧洁, 范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究, 2019(4): 75-91.
- [27] 王丽萍, 徐佳慧, 李创. 绿色金融政策促进企业创新的作用机制与阶段演进[J]. 软科学, 2021, 35(12): 81-87.
- [28] Bentley, K.A., Omer, T.C. and Sharp, N.Y. (2013) Business Strategy, Financial Reporting Irregularities, and Audit Effort. *Contemporary Accounting Research*, 30, 780-817. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.2012.01174.x>
- [29] Higgins, D., Omer, T.C. and Phillips, J.D. (2015) The Influence of a Firm's Business Strategy on Its Tax Aggressiveness. *Contemporary Accounting Research*, 32, 674-702. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12087>
- [30] 张焰朝, 孙光国, 陈思阳. 产业政策、资源配置与企业战略激进度[J]. 宏观经济研究, 2021(6): 17-33+92.
- [31] 姜付秀, 石贝贝, 马云飙. 信息发布者的财务经历与企业融资约束[J]. 经济研究, 2016, 51(6): 83-97.
- [32] 黎文靖, 李茫茫. “实体 + 金融”: 融资约束、政策迎合还是市场竞争?——基于不同产权性质视角的经验研究[J]. 金融研究, 2017(8): 100-116.
- [33] Kaplan, S.N. and Zingales, L. (1997) Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints. *Quarterly Journal of Economics*, 112, 169-215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
- [34] 王业静, 刘勇, 单鹏. 创业导向对企业战略重心的影响研究[J]. 科学学研究, 2022, 40(7): 1263-1273.
- [35] 孟庆斌, 李昕宇, 张修平. 卖空机制、资本市场压力与公司战略选择[J]. 中国工业经济, 2019(8): 155-173.
- [36] 韩艳锦. 企业战略差异度与高管薪酬——来自效率契约说的新证据[J]. 科研管理, 2021, 42(2): 181-189.
- [37] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [38] Bertrand, M., Duflo, E. and Mullainathan, S. (2004) How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119, 249-275. <https://doi.org/10.1162/003355304772839588>
- [39] 李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J]. 中国工业经济, 2012(12): 115-127.

- [40] 支晓强, 王瑶, 侯德帅. 资本市场开放能抑制企业避税吗——基于沪港通的准自然实验[J]. 经济理论与经济管理, 2021, 41(2): 70-84.
- [41] 吉伟莉, 范维超. 管理层持股比越高越利于创新吗?——基于不同所有权及行业背景的研究[J]. 会计之友, 2021(14): 46-53.
- [42] 李仲泽. 机构持股能否提升企业创新质量[J]. 山西财经大学学报, 2020, 42(11): 85-98.
- [43] 孙健, 王百强, 曹丰, 刘向强. 公司战略影响盈余管理吗? [J]. 管理世界, 2016(3): 160-169.
- [44] 王瀚晨, 王汀汀. 资本市场开放能够提升企业价值吗?——基于沪港通的证据[J]. 金融发展研究, 2021(1): 78-85.