

绿色信贷政策对企业创新的影响

郭紫烨, 赵艾凤*

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年12月25日; 录用日期: 2025年2月13日; 发布日期: 2025年2月21日

摘要

2012年中国银行业监管部门发布了《绿色信贷指引》以期促进企业创新, 在此背景下本文为了探讨绿色信贷政策对企业绿色技术创新的影响, 利用2000年至2022年沪深两市A股上市公司的共计45,014个样本, 并应用双重差分方法进行实证研究。研究结果表明, 绿色信贷政策能够显著增强企业的绿色技术创新能力, 该政策通过调整企业的信贷成本来影响其绿色技术创新活动; 相较于小规模企业, 大规模企业在绿色技术创新方面受益更多; 同时, 与数字化水平较低的企业相比, 数字化程度较高的企业在绿色技术创新上的表现更为优异。

关键词

绿色信贷, 融资成本, 企业绿色技术创新

The Impact of Green Credit Policies on Corporate Innovation

Ziye Guo, Aifeng Zhao*

Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Dec. 25th, 2024; accepted: Feb. 13th, 2025; published: Feb. 21st, 2025

Abstract

To further explore the impact of green credit policies on enterprises' green technology innovation, based on the Green Credit Guidelines issued by China's banking regulatory authority in 2012 as a quasi-natural experimental background, the data set of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2000 to 2022 can be used for empirical research by applying the difference-difference method. The results show that the green credit policy can significantly enhance the green technology innovation ability of enterprises. The mechanism analysis shows that the policy affects

*通讯作者。

enterprises' green technology innovation activities by adjusting their credit costs. Further research also found that large-scale enterprises benefit more from green technology innovation than small-scale enterprises. At the same time, those with a high degree of digitalization perform better in green technology innovation than those with a low level of digitalization.

Keywords

Green Credit, Financing Cost, Corporate Green Technology 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

在当今全球化的世界中,气候变化已成为不容忽视的紧迫议题,它不仅关乎自然生态的平衡,更直接关系到人类社会的可持续发展。面对这一挑战,国际社会普遍认识到,必须采取有效措施,减少温室气体排放,推动能源结构转型,以实现经济社会的绿色发展。在此背景下,“双碳”目标——即二氧化碳排放力争于2030年前达到峰值,2060年前实现碳中和——被提出,成为我国应对气候变化、推动高质量发展的战略选择。要实现这一宏伟目标,需要从多个层面入手,其中,绿色金融作为金融体系的重要组成部分,扮演着至关重要的角色。绿色金融,是指为支持环境改善、应对气候变化和资源节约高效利用的经济活动所提供的金融服务。它包括绿色信贷、绿色债券、绿色基金、碳交易等多种金融工具和产品,旨在通过引导资金流向绿色项目,促进绿色产业的发展,减少对高污染、高能耗项目的依赖,从而助力经济结构优化升级,实现经济增长与环境保护的双赢。绿色信贷政策作为绿色金融的关键举措,在推动绿色低碳发展、助力企业绿色创新方面起着至关重要的作用。2012年,原中国银监会发布《绿色信贷指引》¹(以下简称《指引》),旨在通过调整信贷结构和方向,引导资金流向那些有利于环境保护和可持续发展的项目和企业。绿色信贷政策不仅能够促进绿色产业的发展,还可以激励企业进行技术创新,从而在减少环境污染的同时,推动经济向更加绿色、低碳的方向转型。本文将深入探讨绿色信贷政策如何影响企业创新,并分析其在实践中的具体作用机制。

本文余下部分结构安排如下:第二部分是已有文献进行讨论总结;第三部分是基于已有文献提出本文研究假说;第四部分说明研究设计与数据;第五部分是绿色信贷政策影响企业绿色创新的实证分析;第六部分是对实证结果的稳健性分析;第七部分是以信贷成本作为中介变量的中介效应分析;第八部分是按照企业规模和数字化程度分类进行异质性分析。第九部分是结论与政策建议。

2. 文献综述

多数研究认为绿色信贷政策是有效的,如绿色信贷政策促进了环保类企业的创新,企业增加了环境治理投入[1],绿色信贷政策显著增加了重污染企业的绿色创新产出[2],政策发挥了较强的“波特效应”,促进了受限制企业绿色创新的增量提质[3]。也有学者认为,绿色信贷政策带来了一些负面的影响,如造成了可再生能源企业投资效率下降[4],技术效率下降[5]重污染企业的技术创新产出显著降低[3],绿色信贷政策引致的遵循成本效应和信贷约束效应使重污染企业技术创新下降[6],绿色信贷政策使受限企业获得银行贷款的限制性增强,污染治理成本提高,研发创新资金减少[7]。在衡量企业创新的指标方面,过

¹https://www.gov.cn/gongbao/content/2012/content_2163593.htm.

去文献主要通过投入或产出两种方式进行衡量。用研发投入衡量通过研发支出与销售额的比值、人均研发支出、企业研发费用与企业总资产的比率等方式计算。用创新产出衡量包括公司开发的新产品数量、企业申请专利的数量[1], 专利授权量或引用量、企业当年申请并授予的单个专利他引次数、企业年度新产品产值占主营业务收入的比例等。部分学者综合两种研究方法, 例如文献[8]构建指标, 衡量投入包括企业是否存在研发支出和研发投资强度; 文献[9]提出通过将创新产出绩效与创新过程绩效进行百分比的相融建立一个指标。

在影响机制方面, 过往研究认为, 绿色信贷政策影响代理成本和投资效率, 进而影响企业创新; 政策颁布后, 企业通过增加外部商业信用谋求更多商业投资, 提升内部环境关注度两条渠道开展绿色创新活动[10]; 文献[11]认为企业的短期失败容忍程度会影响企业的行为选择, 缺乏容忍的情况下, 政策会给创新带来负面影响, 解决方法是优化企业投资环境, 给予企业创新资金支持。文献[12]认为政策增加重污染企业的商业信用融资, 促进了绿色技术创新; 政策使企业提升环境信息披露质量, 从而提高企业信用评级, 获得更优惠的贷款条件。

从政府的角度来看, 《指引》影响环保执法力度, 提高企业绿色创新产出, 政府扩大金融机构对环保项目的信贷投资额, 可以使企业有更多资金进行业务扩张, 进而绿色创新; 对于银行而言, 《指引》使银行不向重污染企业提供长期信贷资金, 进而从信贷规模和信贷成本渠道抑制重污染企业绿色创新[13]; 政策发布后, 企业优先考虑增加非创新环境投资, 从而短期内降低污染排放, 达到环保标准, 降低信贷约束; 《指引》通过融资约束和研发投入两条路径对创新起负面作用, 对处于不同生命周期的企业带来不同的影响。

3. 理论分析与研究假设

3.1. 绿色信贷政策对企业绿色创新的影响

作为一种新兴的环境管理工具, 绿色信贷旨在通过金融手段调整资源配置, 推动企业和产业向着更加环保的方向发展。与传统的环境规制手段相比, 如直接命令控制或是碳交易市场等市场机制, 绿色信贷更多地依赖于银行和金融机构的自主选择, 通过信贷政策的导向作用, 影响企业的行为决策。

具体来说, 绿色信贷的核心理念在于, 通过对环保项目给予优惠贷款条件, 比如较低的利率或更长的还款期限, 吸引更多的资本投入到绿色项目中去。这不仅能够降低绿色项目的融资成本, 提高其相对于传统高污染项目的竞争力, 而且还能够激励企业在研发过程中更多地考虑环保因素, 进而推动技术进步和产业升级。根据文献[14]的研究, 这种政策能够显著增强环保企业的创新能力, 同时也能促使重污染企业提高其绿色创新的产出。从激励机制的角度来看, 绿色信贷政策对于表现良好的企业在获取信贷支持上提供了额外的优势。这意味着, 那些积极采取措施减少环境污染、提高能源利用效率的企业, 将能够获得更为有利的资金支持[15]。然而, 从另一个角度来看, 根据新古典经济学的观点, 环境规制也可能带来额外的成本, 这可能会挤压企业的创新资金, 导致生产效率下降[16]。因此, 对于那些污染严重的行业或企业而言, 绿色信贷政策则意味着更高的融资难度和成本, 这反过来会促使这些企业寻求转型或者改进其生产工艺和技术, 以降低排放水平, 满足信贷要求。

综上所述, 考虑到绿色技术创新通常需要大量的前期投入, 而且回报周期较长, 绿色信贷政策在此背景下发挥着至关重要的作用[17]。它可以帮助企业找到转型的动力和资源。

由此, 我们提出了一个假设:

H1: 绿色信贷政策的实施对企业绿色创新活动会产生正面的促进效果。

这是因为政策不仅能够为企业提供必要的资金支持, 还能营造一个有利于绿色技术发展的市场环境,

从而加速整个社会向低碳经济的过渡。

3.2. 绿色信贷政策作用于绿色技术创新的理论机制

企业绿色技术创新是一个长期且复杂的过程,它不仅需要企业在研发(R&D)投资上做出大量资金投入,同时也伴随着较高的风险。尤其对于那些受环境规制影响较大的企业而言,它们更倾向于进行研发创新,并因此承担更高的研发支出。然而,研发投入很大程度上依赖于企业的融资能力。绿色信贷政策作为一项重要的金融手段,在这一过程中起到了关键作用,主要通过调节资金成本来影响企业的行为。

当绿色信贷政策实施之后,首先会提高对高污染、高能耗(简称“两高”)企业的融资门槛。这种政策导向会直接抑制这些企业的信贷融资和其他形式的债务融资,进而导致这类企业的债务融资成本上升。这无疑会影响企业的财务状况,并可能对其绿色技术创新活动产生不利影响。绿色信贷政策通过信贷约束机制,对高污染企业的融资环境形成了显著压力。这种约束使得污染企业面临更为严格的信贷准入标准,导致其融资渠道逐步收窄。当传统信贷渠道受限时,企业将不得不转向股权融资,这一过程会增加其融资成本。

此外,由于融资渠道受限,企业需要付出更高的融资溢价,投资者对高污染企业的风险溢价也随之提升。这种风险溢价直接反映在股权融资的成本上,使企业获取资本的难度和价格均有所增加。绿色信贷政策实际上是一种市场导向的激励机制。通过降低对绿色企业的融资门槛,同时提高对高污染企业的融资成本,政策引导资本向更为环保、可持续的方向流动。

基于以上的分析,我们可以提出假设:

H2: 绿色信贷政策实施后,企业的信贷成本会增加;

4. 研究设计

4.1. 样本选取与数据来源

结合证监会的行业分类标准,本文选取2000~2022年A股上市制造企业为研究对象。对样本进行如下处理:本文剔除了非正常交易上市公司(ST、PT样本);剔除了存在大量数据缺失与异常的样本。本文参考文献[2]的研究结果,将企业绿色创新的数据以上市公司绿色发明专利数进行衡量,本文绿色创新质量数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS数据库),其余财务数据和公司治理数据均来自国泰安数据库。经过筛选,最终得到45,014个样本。

4.2. 模型设定

本文借鉴国内许多学者的做法,构建如下双重差分模型来验证绿色信贷政策对企业绿色创新的影响:

$$Patent_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示企业,下标*t*表示年份。*Patent_{it}*表示企业绿色创新,以绿色专利申请数量衡量企业绿色创新,*Treat*表示是否为重污染企业,*Post*表示《指引》的出台,*X*表示一系列控制变量, γ 表示企业固定效应, μ 表示年份固定效应, ε 表示随机扰动项。本文重点关注的参数是 β_1 ,其反映了《指引》对于重污染企业绿色创新的具体影响。

模型中的控制变量*X*,借鉴前人研究经验,主要包括,总资产(*Size*)、企业年龄(*Age*)、资产负债率(*Lev*)、企业成长性(*Growth*)的特征与财务变量,以及股权集中度(*Top1*)、董事会独立性(*Indsize*)、两权分离(*Dual*)的公司治理变量。本文还设置了表示年度差异的虚拟变量(*Year*)以及表示行业差异的虚拟变量(*Industry*)。在模型(1)中,*i*、*t*分别表示企业与年代,最后,本文对数据进行了上下1%的缩尾处理,对总资产进行取对数处理,对所有回归模型都经过了针对企业层面的聚类稳健标准误调整。

5. 实证检验

5.1. 描述性统计

Table 1. Descriptive analysis of main variables

表 1. 主要变量的描述性分析

变量	样本	均值	方差	最小值	最大值
<i>Patent1</i>	45,014	2.499	22.37	0	1285
<i>Patent2</i>	45,014	1.656	18.09	0	1285
<i>Patent3</i>	45,014	0.844	6.303	0	436
<i>Size</i>	45,014	6.123e+10	8.219e+11	6.684e+06	3.961e+13
<i>Age</i>	45,014	10.48	7.433	0	33
<i>Lev</i>	45,014	0.433	0.214	0.00752	1
<i>Growth</i>	45,014	2.762	285.8	-2266	59,412
<i>Top1</i>	45,014	34.81	15.27	0.290	89.99
<i>Indsize</i>	45,014	37.24	5.515	0	100
<i>Dual</i>	45,014	0.271	0.445	0	1
<i>Lnsiz</i>	45,014	22.15	1.487	15.72	31.31

从表 1 可知, 本文主要解释变量企业绿色创新程度的最小值与最大值之间存在较大差异, 这就为本文研究的开展提供了良好的现实基础。表 1 为主要变量的描述性统计结果。可以看出, 企业绿色创新总量 *Patent1* 均值为 2.499, 方差为 22.37, 最小值为 0, 最大值为 1285, 说明中国上市企业间绿色创新呈现出不均衡的状况; 企业绿色发明专利 *Patent2* 均值为 1.656, 方差为 18.09, 最小值为 0, 最大值为 1285。企业绿色实用新型专利 *Patent3* 均值为 0.844, 方差为 6.303, 最小值为 0, 最大值为 436。其余控制变量描述性统计与现有研究结果基本保持一致。

5.2. 基准回归结果与分析

本部分通过构建固定效应双重差分模型来评估绿色信贷政策对企业绿色技术创新的影响。基准回归结果如表 2 所示。列(1)、列(3)、列(5)分别汇报了企业绿色专利总量、绿色发明专利和绿色实用新型专利在进行个体固定效应和时间固定效应下的回归结果。列(2)、列(4)、列(6)则在此基础上分别汇报了企业绿色专利总量、绿色发明专利和绿色实用新型专利在进行个体固定效应、时间固定效应和地区固定效应下的回归结果。结果显示, 从列(1)到列(6), 交乘项 *Treat* × *Post* 的回归结果均显著为正, 列(1)中交乘项的系数为 4.110, 且在 1%水平上显著为正, 表明绿色信贷政策显著增加了企业的绿色技术创新; 列(3)关注的是绿色发明专利于绿色信贷政策间的关联, 结果显示, 交乘项的系数为 2.999, 同样在 1%的显著性水平上显著为正。这意味着绿色信贷政策不仅促进了绿色技术的整体创新, 而且对于那些需要较高研发投入和更长时间周期的绿色发明专利项目也起到了明显的促进作用。列(5)的分析对象则是绿色实用新型专利, 交乘项的系数为 1.112, 也在 1%的显著性水平上显著为正。尽管这一系数低于绿色发明专利对应的系数, 但它仍然证明了绿色信贷政策对于推动实用性更强、市场转化更快的技术创新同样有着积极的效果。综合上述分析, 表 2 的回归结果表明, 绿色信贷政策有效地激励了污染企业提升其绿色技术创新的能力, 并改善了产品和服务的环境友好性。然而, 政策对不同类型绿色专利的影响存在差异, 对于绿色

发明专利的促进作用要大于对绿色实用新型专利的作用。这反映出绿色信贷政策对于推动企业向更加环保的方向转型以及实现绿色技术创新的可持续发展具有重要的现实意义。

Table 2. Benchmark regression results
表 2. 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	4.110*** (0.750)	4.309*** (0.765)	2.999*** (0.626)	3.142*** (0.638)	1.112*** (0.215)	1.167*** (0.220)
<i>Lnsiz</i>	0.678*** (0.167)	0.771*** (0.173)	0.439*** (0.139)	0.506*** (0.144)	0.238*** (0.0478)	0.266*** (0.0496)
<i>Lev</i>	-1.684** (0.729)	-1.809** (0.744)	-1.427** (0.608)	-1.533** (0.621)	-0.257 (0.209)	-0.276 (0.214)
<i>Growth</i>	-1.91e-06 (0.000277)	3.07e-07 (0.000277)	4.71e-06 (0.000231)	6.66e-06 (0.000231)	-6.63e-06 (7.94e-05)	-6.35e-06 (7.95e-05)
<i>Top1</i>	0.00643 (0.0117)	0.00924 (0.0120)	0.0163* (0.00978)	0.0186* (0.00997)	-0.00991*** (0.00336)	-0.00939*** (0.00343)
<i>Indsize</i>	0.0291 (0.0211)	0.0316 (0.0213)	0.0205 (0.0176)	0.0228 (0.0177)	0.00857 (0.00604)	0.00879 (0.00610)
<i>Dual</i>	0.773*** (0.274)	0.766*** (0.275)	0.597*** (0.228)	0.591** (0.230)	0.175** (0.0784)	0.175** (0.0790)
<i>Constant</i>	-13.43*** (3.709)	-15.64*** (3.848)	-9.048*** (3.094)	-10.63*** (3.209)	-4.379*** (1.063)	-5.006*** (1.104)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>N</i>	44,584	44,540	44,584	44,540	44,584	44,540
<i>R</i> ²	0.540	0.541	0.511	0.512	0.524	0.524

注: *表示通过 10%显著性水平检验。**表示通过 5%显著性水平检验。***表示通过 1%显著性水平检验。下表同。

5.3. 平行趋势假设检验

图 1 展示了 2010 年至 2015 年期间不同行业中绿色创新产出的时间序列数据, 横轴代表年份, 而纵轴则表示样本企业当年的绿色创新产出数量, 其中包括绿色发明专利与绿色实用新型专利的总和。以 2012 年发布的《指引》作为政策实施的分界点, 我们将研究样本期分为《指引》实施前(2010~2011 年)和《指引》实施后(2012~2015 年)两个阶段, 以此来检验绿色信贷政策对不同行业绿色创新产出的影响。

从图 1 中可以看出, 在《指引》实施之前, 无论是受到绿色信贷限制的行业还是未受限制的行业, 其绿色创新产出随时间的变化趋势都是基本一致的。随着《指引》的颁布与实施, 两类行业之间的绿色创新产出数量差距显著扩大。具体来说, 受到绿色信贷限制的行业在《指引》实施后显示出更为强劲的绿色创新增长趋势, 这可能是由于《指引》的出台为企业提供了更多的资金支持, 促使这些行业加大了对绿色技术的研发投入。

进一步分析绿色信贷限制行业内部的情况, 可以发现其绿色发明专利与绿色实用新型专利随时间的变化趋势在《指引》实施前后也是基本一致的。但是, 在《指引》实施后, 这两类绿色专利的数量增长趋势发生了显著变化, 尤其是在绿色发明专利方面, 其增长速度明显快于绿色实用新型专利。这表明绿色

信贷政策对高技术含量的绿色创新活动具有更强的刺激作用, 因为这类活动往往需要更多的资金支持和更长的研发周期。

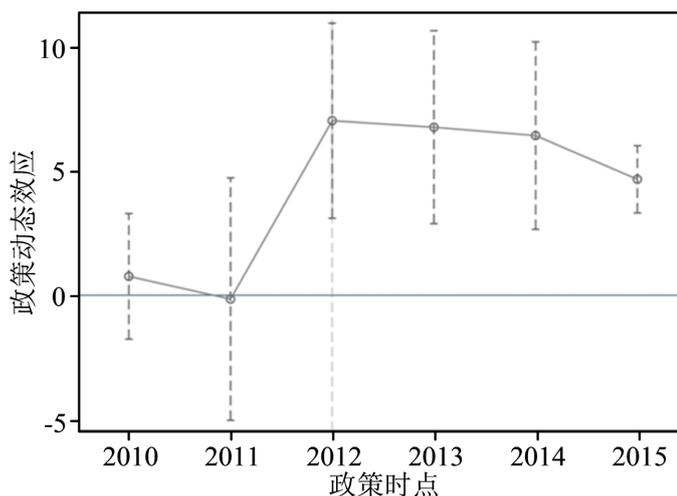


Figure 1. Green innovation performance of different industries before and after the implementation of the “Guidelines”

图 1. 《指引》实施前后不同行业的绿色创新表现

对于非绿色信贷限制行业而言, 其绿色发明专利和绿色实用新型专利的数量随时间的变化趋势在《指引》实施前后保持了较高的稳定性, 并且这两类专利之间的数量差距基本没有发生显著变化。这进一步支持了平行趋势假设, 即在政策干预之前, 处理组(绿色信贷限制行业)与对照组(非绿色信贷限制行业)的绿色创新产出随时间的变化趋势是平行的, 政策的实施导致了两者之间差异的出现。图 1 的结果基本满足平行趋势假设。

6. 稳健性检验

6.1. 剔除节能环保企业

鉴于《指引》明确强调了对于绿色低碳技术和循环经济模式的支持态度, 节能环保产业的企业可能会因为政策导向而获得额外的发展助力, 这种外生冲击可能会影响研究结论的客观性。因此, 为了消除节能环保企业固有特征所带来的潜在偏差, 本研究决定从对照组样本中剔除所有属于节能环保行业的 71 家上市公司, 进而构建一个更为纯净的对照组。通过对调整后的对照组进行双重差分分析, 我们旨在验证在排除了节能环保行业特定因素的情况下, 政策实施前后实验组与对照组之间的差异是否依然显著。表 3 中展示的结果表明, 在剔除了节能环保行业的企业之后, 政策实施带来的效应依旧显著为正, 即实验组相对于新的对照组在政策实施后表现出了更好的绩效改善, 这与我们在初步实证分析中的发现保持高度一致。此结果进一步强化了我们关于《指引》对相关企业产生积极影响的论点, 并且证明了研究结论的稳健性。

6.2. 随机生成处理组

本文的实证分析涵盖了 2000 年至 2022 年这段时间的数据, 以期全面地评估政策效果。本文选择安慰剂检验来确保研究结论的稳健性, 并排除其他不可观测因素对结果的影响。具体而言, 我们首先随机选择了样本中的企业, 并随机指定了一个假定的政策实施时间, 以此来模拟一种不存在实际政策干预的情况。然后, 我们将这些随机选定的“政策时间”与对应企业相结合, 构造出一系列虚拟的实验

场景。这些场景随后被纳入到我们的模型(1)中进行回归分析。整个过程重复了 500 次, 以确保结果的可靠性。

通过检验, 我们得到了绿色创新总量 *DID* 虚假回归系数的分布图(如图 2 所示)。从这 500 次随机抽样得到的结果来看, 虚假估计系数呈现出接近正态分布的趋势, 并且大多数估计系数都集中在零点附近。这意味着, 在随机生成的政策冲击下, 企业绿色创新活动出现显著正向或负向变化的概率较低。这一发现有力地排除了绿色信贷效应可能来源于其他不可观测因素的可能性。

Table 3. Analysis of regression results after excluding energy-saving and environmental protection enterprises
表 3. 剔除节能环保企业后的回归结果分析

	<i>Patent1</i>
<i>DID</i>	5.430*** (0.696)
<i>Size</i>	0.966*** (0.175)
<i>Age</i>	/
<i>Lev</i>	-2.021*** (0.727)
<i>Growth</i>	-0.000176 (0.00145)
<i>Top1</i>	-0.00242 (0.0115)
<i>Indsize</i>	0.012 (0.0204)
<i>Dual</i>	0.781*** (0.267)
<i>Constant</i>	-18.810*** (3.857)
<i>N</i>	37,388
<i>R</i> ²	0.619

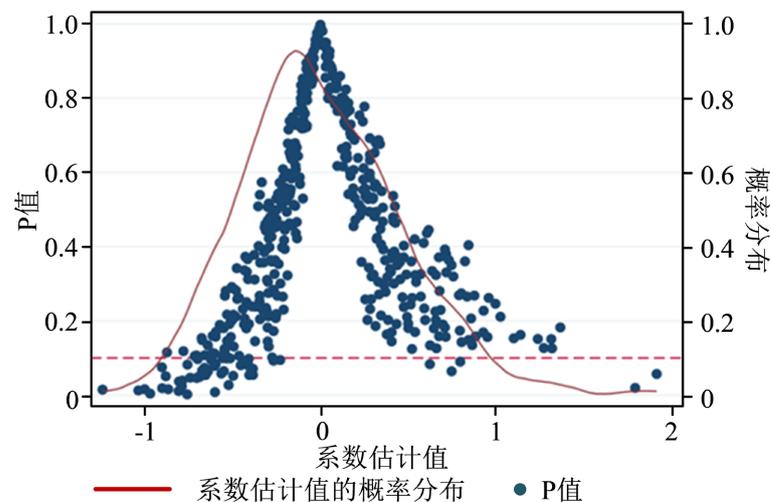


Figure 2. Green innovation placebo test
图 2. 绿色创新安慰剂检验

因此, 可以得出结论, 企业在技术创新方面的改进主要归因于《指引》的出台及其后续实施, 而非其他外部因素。这一结论进一步证实了研究设计的有效性以及研究结果的可信度。

6.3. 倾向得分匹配

双重差分模型分析还要求实验组和控制组的选择是随机的。如果一些因素相差很大, 则样本不具备可比性。本文进一步使用倾向得分匹配对实验组和控制组进行样本筛选。首先, 以企业特征变量对实验组和控制组进行 *Probit* 回归, 以预测值作为得分, 这些企业层面的特征变量包括总资产、企业年龄、资产负债率、企业成长性的特征与财务变量, 以及股权集中度、董事会独立性、两权分离的公司治理变量; 其次, 具体采用最近邻匹配方法进行一对一匹配; 最后, 按照模型(1)进行回归。表 4 倾向得分匹配后的检验结果显示, 双重差分项的系数在 1% 水平下仍显著为正。这一结果表明, 在保留与实验组特征相似的控制组后形成的新样本中, 得到了与原结论相符的结果。

Table 4. Propensity score matching

表 4. 倾向得分匹配

	<i>Patent1</i>	<i>Patent2</i>	<i>Patent3</i>
<i>DID</i>	4.411*** (1.114)	3.589*** (0.919)	0.823*** (0.232)
控制变量	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Yrat</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	10,319	10,319	10,319
<i>Adj R</i> ²	0.000	0.000	0.010

7. 机制分析

7.1. 信贷成本对企业绿色创新的中介效应

绿色信贷政策作为一项环境规制工具, 旨在激发重污染企业绿色创新的内在动力, 进而推动经济绿色转型。在此背景下, 为探讨政策发挥作用的具体原因, 本文在基准分析的基础上进一步考察绿色信贷政策影响企业绿色创新的作用机制。

基于此, 本文采用中介效应模型, 从信贷约束的视角检验绿色信贷政策影响企业绿色创新背后可能存在的信贷成本渠道, 模型设定如下:

$$Cost_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (Treat_t \times Post_t) + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Patent_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 (Treat_t \times Post_t) + \gamma_2 Cost_{it} + \gamma_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Cost 为信贷成本。借鉴文献[18]的做法, 采用企业利息支出占当年长短期负债平均值的比重(*Cost*)来计算债务融资成本。其中, 短期负债为资产负债表中的短期借款, 长期负债包括一年内到期的长期借款、长期借款、应付债券、长期应付款及其他长期负债。表 5 为检验结果。

以信贷融资成本为中介变量。结果表明绿色信贷政策通过信贷成本对企业的绿色创新发挥着部分“遮蔽效应”。对于节能环保企业, 尽管信贷成本的降低促进了其绿色创新, 但绿色信贷政策对节能环保企业的信贷融资成本没有显著影响。归纳以上, 政策提升了企业的信贷成本, 这虽然有助于倒逼重污染企业绿色创新, 但政策带来的信贷约束使得企业绿色创新的增长相对有限。假设得到验证。

Table 5. Influence of credit cost on enterprises' green innovation
表 5. 信贷成本对企业绿色创新的影响

	<i>Cost</i>	<i>PatentI</i>
<i>DID</i>	0.006*** (4.931)	3.984*** (7.023)
<i>Constant</i>	0.030*** (6.385)	-81.004*** (-38.274)
<i>N</i>	38,276	38,276
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Stkcd FE</i>	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES

7.2. 融资可得性企业绿色创新的中介效应

企业的融资可得性的变化作为绿色信贷政策促进绿色企业绿色创新的影响机制，也就是说企业的融资可得性是绿色信贷政策与绿色企业绿色创新之间的中介桥梁。因此，本部分引入中介变量，建立中介效应模型对这一机制进行检验。本文参考文献[19]的方法，选取三步检验法进行建立模型，具体过程如下：

第一步：检验解释变量与被解释变量之间是否存在显著关系，如果关系显著，则继续进行下一步，否则停止检验。本文中解释变量为绿色信贷政策与行业属性变量的交乘项 *DID*，被解释变量为绿色创新 *PatentI*。前述分析已经对本步骤进行了检验，结论满足显著关系要求，因此继续进行后续步骤。

第二步：检验解释变量与中介变量之间是否存在显著关系，如果关系显著则继续进行下一步，否则停止检验。

第三步：在解释变量和中介变量都存在的情况下，检验被解释变量与解释变量之间是否存在显著关系。如果仍存在显著关系，且相关系数发生变化，则存在部分中介效应。

因此，本文根据基准模型，在此基础上，进一步建立如下模型：

$$Loan_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (Treat_i \times Post_t) + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Patent_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 (Treat_i \times Post_t) + \gamma_2 Cost_{it} + \gamma_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中，长期借款比重(*Loan*)是中介变量为融资可得性。参考文献[20]的做法，查找选取 2000~2022 年上市企业新增负债占总资产的比例作为企业信贷可得性的代理变量数据。模型的回归结果如表 6 所示。第 1

Table 6. Influence of financing availability on enterprises' green innovation
表 6. 融资可得性对企业绿色创新的影响

	<i>Loan</i>	<i>PatentI</i>
<i>DID</i>	5.432*** (0.693)	5.768*** (0.728)
<i>Loan</i>	/	-0.989* (0.514)
<i>Constant</i>	-21.659*** (3.700)	-22.377*** (3.908)
<i>N</i>	38,276	38,276
<i>Controls</i>	YES	YES
<i>Stkcd FE</i>	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES

列汇报了无中介变量对交乘项 *DID* 的回归结果。第 2 列汇报了在原方程中加入中介变量后的回归结果。被解释变量绿色创新与解释变量交乘项 *DID* 之间仍在 1% 的显著性水平下存在正相关关系。说明在绿色信贷政策的影响下, 绿色企业的融资增加, 一定程度上促进了绿色企业进行绿色创新。

8. 异质性分析

8.1. 绿色信贷政策对不同规模企业绿色创新的影响

为了进一步探究绿色信贷政策对企业绿色创新活动的具体影响, 并考虑到不同规模企业在生产率、盈利能力以及偿债能力等方面的差异, 我们依据样本企业的总资产中位数将其划分为大规模企业和小规模企业两个组别, 分别进行分组回归分析。文献[21]的研究指出, 不同规模的企业在面对绿色金融政策时会表现出不同的适应能力和响应策略。基于这一理论基础, 我们希望通过分组回归来更精确地理解绿色信贷政策对不同规模企业的影响。

在基准回归分析中, 我们按照企业总资产的中位数标准, 将样本企业分为大规模企业和小规模企业两组, 并分别在这两组内进行了回归分析。表 7 展示了分组回归的结果, 结果显示, 绿色信贷政策对重污染企业的绿色创新能力具有显著的促进作用, 而且这一效应随着企业规模的增加而增强。这意味着, 对于那些资产规模较大的重污染企业来说, 它们更具备应对绿色信贷政策带来的信贷限制的能力, 能够更好地利用政策支持来进行技术创新和升级。与此形成对比的是, 绿色信贷政策对于小规模企业则表现出一定的抑制效应。这可能是由于小规模企业在获取信贷资源方面相对困难, 更容易受到信贷约束的影响, 并且在融资过程中可能会面临较高的信贷成本。因此, 当面对同样强度的绿色信贷政策时, 小规模企业可能难以像大规模企业那样有效地利用政策优势来促进自身的绿色创新和发展。

综上所述, 分组回归的结果进一步揭示了绿色信贷政策在不同规模企业间的差异化效应, 这为制定更具针对性的政策提供了实证依据, 并提示政策制定者应考虑不同规模企业在接受绿色信贷政策时的不同需求和挑战。

8.2. 绿色信贷政策对不同数字化程度企业绿色创新的影响

随着互联网、大数据、人工智能等现代信息技术的飞速发展, 数字化转型已成为推动企业研发创新的关键力量。为了深入研究绿色信贷政策对具有不同程度数字化水平的企业产生的差异化影响, 本文采用了类似于文献[22]的研究方法, 通过计算上市公司年度报告中文本中与数字化相关的词汇出现频率的总和, 并对其加 1 后取对数来量化企业的数字化转型程度(记为 *DIG*)。根据这一指标, *DIG* 值越大, 则表明该企业在数字化方面的投入和发展越深入。

我们将样本企业按照其 *DIG* 值的中位数划分为两组, 即数字化程度较高的一组 and 较低的一组, 并进行了回归分析[23]。根据表 7 中的估计结果, 我们观察到一个显著的现象: 相较于数字化程度较低的企业, 那些数字化程度较高的企业在推动绿色创新活动方面表现出更高的积极性。这种现象可以从多个角度来解释。首先, 企业的数字化程度越高, 往往意味着其内部的专业化分工更为精细, 这有助于创新资源的有效整合与利用, 减少了在绿色创新过程中由于信息不对称而产生的沟通成本[24]。其次, 高水平的数字化通常也反映出企业良好的经营状态, 这种状态向供应链上下游传递出积极的信号, 使得企业在面临信贷紧缩的情况下仍能保持较高的外部债务融资能力, 从而减轻了绿色创新项目的资金压力。最后, 数字化程度高的企业往往更加注重社会责任和可持续发展, 它们更愿意响应政府的绿色政策号召, 利用数字化技术促进自身的绿色化转型, 提高环境保护意识, 并以此为契机积极推动绿色创新活动的展开。

8.3. 绿色信贷政策对不同所有权性质的企业绿色创新的影响

考虑到企业所有制的不同, 研究将企业分为国有和民营两大类, 进而探讨绿色信贷政策对这两类企业绿色技术创新的不同影响。表 7 所示结果揭示, 对于国有企业而言, 回归分析的交互项系数呈现正向, 且在 1% 的水平上显著地促进了绿色专利申请的总量。相对地, 民营企业的交互项系数呈现负向, 且效果并不显著。这一发现指出, 绿色信贷政策在推动国有企业的绿色技术创新方面更为有效。可能的原因在于信贷政策增强了银行的信贷约束, 国有企业成为了银行的首选信贷目标。

Table 7. Regression results of green credit policies on different sample enterprises

表 7. 绿色信贷政策对不同样本企业的回归结果

	大规模企业 <i>PatentI</i>	小规模企业 <i>PatentI</i>	数字化程度高 <i>PatentI</i>	数字化程度低 <i>PatentI</i>	国有企业 <i>PatentI</i>	民营企业 <i>PatentI</i>
<i>Did</i>	5.142*** (5.587)	-0.525*** (-2.840)	6.608*** (12.289)	0.214 (0.033)	7.399*** (6.28)	-0.707 (-1.08)
<i>Size</i>	7.601*** (35.412)	0.515*** (9.627)	0.168 (1.086)	1.659*** (2.686)	1.594*** (4.32)	0.667*** (5.47)
<i>Age</i>	-0.201*** (-6.633)	-0.040*** (-8.126)	0.000 (.)	0.000 (.)	0.227*** (3.98)	0.0890*** (4.00)
<i>Lev</i>	-8.422*** (-7.293)	0.061 (0.389)	0.073 (0.116)	-8.342*** (-3.563)	-4.704** (-2.89)	0.508 (1.05)
<i>Growth</i>	-0.007 (-0.467)	0.000 (0.083)	-0.000 (-0.137)	0.009 (0.333)	-0.000129 (-0.06)	-0.000452 (-0.19)
<i>Top1</i>	-0.043*** (-3.346)	-0.012*** (-5.901)	-0.004 (-0.405)	0.155*** (3.603)	-0.0276 (-1.18)	-0.00275 (-0.33)
<i>Indsize</i>	-0.104*** (-2.934)	0.022*** (4.266)	0.051*** (2.917)	-0.059 (-0.964)	-0.0140 (-0.34)	0.0182 (1.21)
<i>Dual</i>	3.209*** (6.344)	0.210*** (3.438)	0.197 (0.845)	-1.164 (-1.611)	3.366*** (4.94)	-0.412* (-2.46)
<i>Constant</i>	-159.429*** (-34.151)	-10.285*** (-9.032)	-4.003 (-1.181)	-31.082** (-2.222)	-32.48*** (-4.28)	-13.99*** (-5.41)
<i>N</i>	20,303	17,973	29,269	7969	14,956	23,320

9. 结论与政策建议

9.1. 研究结论

基于 2000 年至 2022 年间中国 A 股上市公司的面板数据, 本文将 2012 年《绿色信贷指引》的发布视为一个准自然实验, 旨在探讨该政策对企业绿色创新行为的具体影响及其作用机制。研究运用双重差分法来评估政策出台前后受绿色信贷限制的企业与未受限企业的绿色创新表现差异。

研究结果显示, 第一, 《绿色信贷指引》的实施显著提高了受信贷限制企业的绿色创新能力。具体而言, 这类企业在政策出台后, 无论是绿色发明专利还是绿色实用新型专利的数量都出现了显著增长, 这不仅增加了绿色创新的数量, 同时也提升了质量, 实现了所谓的“增量提质”。第二, 绿色信贷政策通过降低企业的信贷融资成本的方式促进企业的绿色创新, 这为企业提供了更强的财务激励去进行绿色创新投资。本文还发现, 融资可得性在绿色信贷政策对企业绿色创新的过程中发挥了部分中介作用。这表明绿色信贷政策通过提供政策机遇解决融资难题。第三, 本文通过异质性分析发现, 在不同的企业特

征下, 绿色信贷政策的效果存在差异。对于企业规模而言, 大规模企业在政策实施后的绿色专利申请量比小规模企业有更大的增长。而对于企业的数字化程度而言, 数字化程度较高的企业在响应绿色信贷政策、推进绿色创新活动方面表现得更为积极。和民营企业相比, 国有企业受到的绿色信贷政策鼓舞更为显著; 这些发现表明, 政策效果与企业自身条件紧密相关, 且在特定条件下能够发挥更大的效力。

9.2. 政策建议

中国绿色信贷政策的实施取得了一定效果, 产生了较强的“波特效应”, 一定程度上激励企业开展绿色创新、推进转型升级。结合实证结果与绿色信贷发展现状, 本文得到如下政策启示:

第一, 政府需要与金融监管机构紧密合作, 共同制定出一套详尽且易于操作的绿色信贷分类标准。这套标准不仅应涵盖清洁能源、节能减排、污染治理等多个领域, 还应明确哪些活动不符合绿色定义, 以防止出现“漂绿”现象。通过这样的标准化工作, 可以确保金融机构和企业在执行过程中有据可依, 同时也便于监管层面对绿色信贷的实际效果进行评估。

第二, 为了调动金融机构的积极性, 政府可以出台一系列激励措施。比如, 为绿色信贷产品提供较低的风险权重, 这意味着银行在发放这类贷款时可以预留较少的准备金, 从而降低了资金成本。此外, 政府还可以为符合条件的绿色信贷项目提供部分担保, 以减轻银行承担的风险, 进一步刺激它们向绿色项目放款的意愿。与此同时, 对那些积极开展绿色信贷业务的金融机构实行税收减免或直接补贴, 也是一种有效的激励方式。

第三, 建立一个完善的环境和社会风险管理框架至关重要。这个框架应该包括对企业环境表现的定期评估机制, 以及根据评估结果调整贷款条件的规定。这样既能促使企业重视自身环保表现, 也能为金融机构提供决策支持, 帮助它们更好地识别和管理风险。为了进一步激发市场活力, 政策还应当鼓励金融机构创新绿色金融产品和服务。比如, 推出绿色债券、绿色基金甚至是基于碳排放权交易的金融工具等, 这些都是针对不同类型企业和项目的融资需求量身定制的解决方案。通过多样化的金融产品, 可以吸引更多社会资本参与到绿色项目中来。

基金项目

上海市哲学社会科学规划项目“企业减排感知对中国碳排放的影响及政策优化研究”(2022ZJB009)。

参考文献

- [1] 丁杰, 李仲飞, 黄金波. 绿色信贷政策能够促进企业绿色创新吗?——基于政策效应分化的视角[J]. 金融研究, 2022(12): 55-73.
- [2] 王馨, 王莹. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 2021, 38(6): 173-188.
- [3] 于波. 绿色信贷政策如何促进企业绿色创新? [J]. 现代经济探讨, 2023(2): 45-55.
- [4] Jiang, S. and Ma, Z. (2024) How Does the Green Credit Policy Affect Corporate ESG Performance? *International Review of Economics & Finance*, **93**, 814-826. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.05.024>
- [5] Guo, J. and Fang, Y. (2024) Green Credit Policy, Credit Discrimination and Corporate Debt Financing. *China Economic Quarterly International*, **4**, 42-54. <https://doi.org/10.1016/j.ceqi.2024.03.004>
- [6] 陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021(1): 174-192.
- [7] 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.
- [8] 李文贵, 余明桂. 民营化企业的股权结构与企业创新[J]. 管理世界, 2015(4): 112-125.
- [9] 陈劲, 余芳珍, 陈钰芬. 高校原始性技术创新影响因素研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2006, 27(1): 67-72.
- [10] 于波. 绿色信贷政策如何影响重污染企业技术创新? [J]. 经济管理, 2021, 43(11): 35-51.

-
- [11] 郭俊杰, 方颖, 郭晔. 环境规制、短期失败容忍与企业绿色创新——来自绿色信贷政策实践的的证据[J]. 经济研究, 2024, 59(3): 112-129.
- [12] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 李春涛. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 161-174.
- [13] 李强, 陈山漫. 绿色信贷政策、融资成本与企业绿色技术创新[J]. 经济问题, 2023(8): 67-73, 120.
- [14] 刘蓉, 余英杰, 刘若水. 绿色低碳产业发展与财税政策支持[J]. 税务研究, 2022(6): 97-101.
- [15] 杨柳勇, 张泽野. 绿色信贷政策对企业绿色创新的影响[J]. 科学研究, 2022(2): 345-356.
- [16] 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.
- [17] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新-结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020(5): 52-66.
- [18] 余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12): 5-22.
- [19] 孟庆斌, 李昕宇, 张鹏. 员工持股计划能够促进企业创新吗?——基于企业员工视角的经验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(11): 209-228.
- [20] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020(1): 71-83.
- [21] 姜丽莎, 姚超, 邓伟. 数实融合对企业新质生产力的影响研究——基于创新、资源配置和产业升级的视角[J]. 科技创业月刊, 2024, 37(12): 108-123.
- [22] Zhuang, Y., Bi, Y., Song, F. and Chen, J. (2024) Research on the Impact of Green Credit Policies on Green Innovation of Heavy Polluting Enterprises: A Case Study of Sichuan Province. *Journal of Innovation and Development*, **6**, 71-77. <https://doi.org/10.54097/am2bak17>
- [23] Rauf, F., Wanqiu, W., Naveed, K., Qadri, S.U. and Ali, M.S.e. (2023) How ESG Reporting Is Effectuated by Sustainable Finance and Green Innovation: Moderating Role of Sales Growth. *Environmental Science and Pollution Research*, **31**, 7246-7263. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-31479-4>
- [24] Galán, J.E. and Tan, Y. (2022) Green Light for Green Credit? Evidence from Its Impact on Bank Efficiency. *International Journal of Finance & Economics*, **29**, 531-550. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2697>