

分类号 F83  
UDC 653

密级 公开  
编号 10741

兰州财经大学  
LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

论文题目 绿色信贷政策对我国重污染企业  
绿色全要素生产率的影响研究

研究生姓名: 杨琴

指导教师姓名、职称: 杨世峰 教授

学科、专业名称: 应用经济学 金融工程

研究方向: 金融工程

提交日期: 2024年6月3日

## 独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 杨琴 签字日期： 2024年6月3日

导师签名：  签字日期： 2024年6月3日

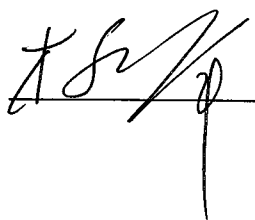
## 关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定， 同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内 容。

学位论文作者签名： 杨琴 签字日期： 2024年6月3日

导师签名：  签字日期： 2024年6月3日

# **The Impact of Green Credit Policies on the Green Total Factor Productivity of Heavy Polluting Enterprises in China: A Study**

**Candidate: Yang qin**

**Supervisor: Yang shifeng**

## 摘要

当前，全球环境问题日益突出，减少污染、保护环境已成为各国政府和企业的重点任务。为了推动经济可持续发展和实现环境保护的双重目标，许多国家和地区开始采取绿色金融政策，其中绿色信贷政策是一项重要举措。绿色信贷政策旨在鼓励银行等金融机构向符合环境标准的企业提供贷款，并为环境友好型项目提供贷款利率优惠、担保和其他金融支持措施。然而，重污染企业是指在生产和经营过程中产生大量污染物和环境问题的企业，这些企业通常面临着环境监管的压力，需要采取更多的措施来减少环境污染。因此，重污染企业如何提高绿色全要素生产率、实现可持续发展成为一个关键问题。

在这个背景下，本文通过综述相关文献，总结学者们在绿色信贷政策和企业绿色全要素生产率方面的研究成果，探讨了绿色信贷政策对我国重污染企业绿色全要素生产率的影响。通过分析 2010 年至 2021 年我国上市公司的数据，将重污染企业 and 非重污染企业分别作为实验组和对照组。以 2012 年原银监会发布的《绿色信贷指引》为基础，运用 SBM 方向距离函数和 GML 指数评估了 2010-2021 年我国上市公司的绿色全要素生产率。随后，利用双重差分法 (DID)，研究了绿色信贷政策对我国重污染企业绿色全要素生产率的影响，并评估了其绿色技术进步率和绿色效率的具体影响。进一步研究发现，绿色信贷政策与重污染企业绿色全要素生产率存在关系，并就所有权性质和地区差异对绿色信贷政策影响进行了探讨。此外，通过调节效应模型，详细研究了研发支出在绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率中的调节作用。最后，采用了更换测算模型、更换计量模型和安慰剂检验等方法对实验结果进行了稳健性检验，以验证结论的可靠性。

通过实证研究，本文得出以下结论：（1）绿色信贷政策虽然提高了重污染企业的绿色效率，但却显著降低了其绿色技术进步率。因此，对于重污染企业的绿色全要素生产率来说，绿色信贷政策的负面影响超过了正面影响，从而产生了负面效果。（2）从异质性视角分析，绿色信贷政策明显降低了非国有、位于东部地区的重污染企业的绿色全要素生产率。（3）调节效应模型表明，研发支出减缓了绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率的抑制作用。基于研究结论，提出以下政策建议：（1）政府应增强监管力度，加强绿色信贷政策的执行力。（2）制定更具针对性的绿色信贷政策。为不同地区、不同性质的企业提供更精准的环保支持和激励措施，以此推动企业实施绿色生产，提高企业的绿色全要素生产

率。（3）增加对重污染企业研发资金的支持，从根本上激发其内在转型动力，实现绿色发展。

**关键词：**绿色信贷政策 绿色全要素生产率 双重差分法 SBM-GML 指数模型

## Abstract

Currently, global environmental issues are becoming increasingly prominent, and reducing pollution and protecting the environment have become crucial tasks for governments and businesses worldwide. In order to promote sustainable economic development and achieve the dual goals of economic growth and environmental protection, many countries and regions have started implementing green financial policies, with green credit policies being a significant measure among them. Green credit policies are designed to encourage financial institutions, such as banks, to provide loans to businesses that meet environmental standards. They also offer loan interest rate incentives, guarantees, and other financial support measures for environmentally friendly projects. However, heavily polluting enterprises, which generate a significant amount of pollutants and environmental issues in their production and operation processes, typically face environmental regulatory pressures and need to take additional measures to reduce environmental pollution. Therefore, the key question arises: How can heavily polluting enterprises improve their green total factor productivity and achieve sustainable development? This becomes a critical issue in the context of green finance policies.

Against this backdrop, this study summarizes scholars' research findings on the impact of green credit policies on the overall green productivity of heavily polluting enterprises in China by reviewing relevant literature. By analyzing data from listed companies in China from 2010 to 2021, heavy polluting enterprises and non-heavy polluting enterprises were treated as the experimental and control groups, respectively. Building upon the "Green Credit Guidelines" issued by the China Banking Regulatory Commission in 2012, the SBM directional distance function and GML index were employed to evaluate the green total factor productivity of listed companies during this period. Subsequently, using the Difference-in-Differences (DID) method, the study investigated the influence of green credit policies on the green total factor productivity of heavy polluting enterprises among listed companies in China, evaluating their

specific impacts on green technological progress rate and green efficiency. Further research revealed a relationship between green credit policies and the green total factor productivity of heavy polluting enterprises, exploring the effects of ownership nature and regional differences on the impact of green credit policies. Additionally, through the adjustment effect model, the study delved into the moderating role of research and development (R&D) expenditure in the impact of green credit policies on the green total factor productivity of heavy polluting enterprises.

In conclusion, the empirical research led to the following findings: (1) While green credit policies increased the green efficiency of heavy polluting enterprises, they significantly reduced their green technological progress rate, resulting in an overall negative impact on the green total factor productivity. (2) From a heterogeneous perspective, green credit policies notably decreased the green overall productivity of non-state-owned heavy polluting enterprises located in the eastern regions. (3) The adjustment effect model indicated that R&D expenditure mitigated the inhibitory effect of green credit policies on the green total factor productivity of heavy polluting enterprises. Finally, the study conducted robustness tests using alternative estimation models, different econometric models, and a placebo test to validate the reliability of the conclusions. Based on the research findings, the following policy recommendations are proposed: (1) The government should strengthen regulatory oversight and enhance the enforcement of green credit policies. (2) Develop more targeted green credit policies, providing precise environmental support and incentives for enterprises of different regions and natures to promote green production and enhance overall green productivity. (3) Increase support for research and development funds for heavily polluting enterprises, fundamentally stimulating their intrinsic transformation dynamics to achieve sustainable green development.

**Keywords:** Green Credit Policy; Green TFP; R&D Expenditure; Double Differences Method; SBM-GML Index Mode

# 目 录

<b>1 引言</b>	<b>1</b>
1.1 选题背景及意义	1
1.1.1 选题背景	1
1.1.2 选题意义	1
1.2 研究内容及框架	2
1.3 研究方法	3
1.3.1 文献分析法	3
1.3.2 双重差分法	3
1.3.3 比较分析法	3
1.4 文献综述	4
1.4.1 绿色信贷政策实施效应研究	4
1.4.2 绿色全要素生产率相关研究	5
1.4.3 绿色信贷政策与绿色全要素生产率相关研究	6
1.4.4 文献述评	7
1.5 可能的创新点及不足	8
1.5.1 创新点	8
1.5.2 不足	8



<b>2 概念界定及理论基础</b> .....	9
2.1 概念界定.....	9
2.1.1 绿色信贷概念界定.....	9
2.1.2 绿色全要素生产率概念界定.....	9
2.2 相关理论基础.....	9
2.2.1 信息不对称理论.....	9
2.2.2 信贷配给理论.....	10
2.2.3 波特假说.....	10
<b>3 政策背景及研究假设</b> .....	12
3.1 政策背景.....	12
3.2 理论分析与研究假设.....	15
3.2.1 基准理论分析与研究假设.....	15
3.2.2 不同所有权性质下的理论分析和研究假设.....	17
3.2.3 不同地区发展水平下的理论分析和研究假设.....	17
3.2.4 研发支出的调节效应分析和研究假设.....	17
<b>4 实证研究设计</b> .....	19
4.1 数据来源与样本选择.....	19
4.2 计量模型构建.....	19

4.3 变量选取.....	19
4.3.1 被解释变量.....	20
4.3.2 解释变量.....	20
4.3.3 调节变量.....	20
4.3.4 控制变量.....	20
<b>5 实证结果分析.....</b>	<b>22</b>
5.1 变量的描述性统计.....	22
5.2 平行趋势的经验观察.....	23
5.3 基准回归结果.....	24
5.4 异质性检验.....	26
5.4.1 按所有权性质分组回归.....	27
5.4.2 按不同地区分组回归.....	29
5.5 调节效应检验.....	30
5.6 稳健性检验.....	32
5.6.1 更换测算模型.....	32
5.6.2 更换计量模型.....	34
5.6.3 安慰剂检验.....	37
<b>6 结论与政策建议.....</b>	<b>40</b>

6.1 结论.....	40
6.2 政策建议.....	41
<b>参考文献</b> .....	<b>43</b>
<b>后记</b> .....	<b>48</b>

# 1 引言

## 1.1 选题背景及意义

### 1.1.1 选题背景

当前，全球环境问题日益突出，减少污染、保护环境已成为各国政府和企业的重点任务。为了推动经济可持续发展和实现环境保护的双重目标，许多国家和地区开始采取绿色金融政策，其中绿色信贷政策是一项重要举措。绿色信贷政策旨在鼓励银行等金融机构向符合环境标准的企业提供贷款，并为环境友好型项目提供贷款利率优惠、担保和其他金融支持措施。然而，重污染企业是指在生产和经营过程中产生大量污染物和环境问题的企业，这些企业通常面临着环境监管的压力，需要采取更多的措施来减少环境污染。因此，重污染企业如何提高绿色全要素生产率、实现可持续发展成为一个关键的问题。了解这些因素之间的相互作用可以帮助政府和企业制定更有效的政策和战略，以推动重污染企业向绿色发展转型，提高其绿色全要素生产率，实现经济发展和环境改善的双赢。此外，通过深入研究这些因素的关系，可以为其他行业和领域提供有关绿色金融政策和技术创新的启示和借鉴，促进可持续发展的实现。

### 1.1.2 选题意义

从理论层面来看，本文的研究将有助于深化对绿色金融与可持续发展之间相互关系的理解。通过探究绿色信贷政策对重污染企业的影响，可以揭示绿色政策工具在环境保护和经济发展之间的平衡点。这将为相关理论和经济模型提供新的实证证据和理论基础，拓展绿色金融和可持续发展研究的前沿领域。

从现实层面来看，这项研究具有多重实践意义。首先，通过深入研究绿色信贷政策与重污染企业的关系，可以为政府和金融机构提供更具针对性的政策建议，鼓励企业采取更环保的生产方式。其次，以研发支出作为调节变量进行研究，可以为企业提供更具实践价值的指导，鼓励企业加大研发投入，开发环境友好型技术和产品，提高资源利用效率。此外，研究结果还可以为政策制定者提供决策依据，优化绿色金融政策和技术创新支持措施，进一步促进经济可持续发展。

综上，绿色信贷政策、研发支出与重污染企业绿色全要素生产率的研究在理论层面上可以深化对绿色金融与可持续发展关系的理解，在现实层面上可以为政府、金融机构和企业提

供实践指导，推动经济和环境的双重可持续发展。本文对于加强环境保护、推进经济转型和实现全球可持续发展目标具有重要的意义。

## 1.2 研究内容及框架

本文以原银监会 2012 年发布的《绿色信贷指引》为基础，运用 SBM 方向距离函数和 GML 指数评估了 2010 年至 2021 年期间我国上市公司的绿色全要素生产率，并采用双重差分法(DID)进行了研究。本文分为以下六个部分：

第一章：引言。本章首先介绍选题的背景和意义。在理论角度上，将探讨选题与现有研究之间的关系，以及填补知识空白的重要性。从现实角度上，将解释选题与实际问题的联系，并强调其对相关领域的实践意义。接下来，将详细展示本文的研究内容和框架，以清晰地展示论文的脉络和结构，按照一定的顺序和组织方式，将阐述各个章节的主要内容和它们之间的关系。随后，对本文采用的三类研究方法进行叙述。接着，从绿色信贷政策实施效应、绿色全要素生产率相关研究以及绿色信贷政策对绿色全要素生产率影响的相关研究三个角度对文献进行了综述。最后，总结本文的创新之处和不足。

第二章：概念界定及理论基础。本章首先对所涉及的重要概念进行了界定，具体有绿色信贷政策和绿色全要素生产率。其次详细阐述了相关理论，具体有信息不对称理论、信贷配给理论和波特假说。

第三章：政策背景及研究假设。本章介绍了绿色信贷政策的背景和发展历程，将绿色全要素生产率分解为绿色技术进步率和绿色效率。在此基础上，提出了本文的三个假设。随后，就所有权性质和地区差异对绿色信贷政策影响的讨论进行了探讨。最后，详细阐述了研发支出作为调节效应的作用，并提出了本文的第六个假设。通过对研发支出的调节作用的讨论，突出了绿色信贷政策对绿色全要素生产率的影响可能会受到企业研发活动的调节。

第四章：实证研究设计。首先，本章详细介绍了数据来源和样本选择方法。按照 2010 年国家环境保护部和中国证券监督管理委员会的行业标准，将 16 个行业中的企业定义为重污染企业，其余为非重污染企业。随后，采用双重差分模型进行分析，这一模型可以消除时间不变的企业特征和行业特征的影响，更准确地评估绿色信贷政策的效果。最后，对本文的被解释变量、解释变量、调节变量和控制变量进行了详细说明。被解释变量是企业的绿色全要素生产率、绿色技术进步率和绿色效率，解释变量是绿色信贷政策的虚拟变量，调节变量

是企业的研发支出，而控制变量则包括其他可能影响绿色全要素生产率的因素。通过对这些变量的明确和分类，确保了研究的准确性和可解释性。

第五章：实证结果分析。本章首先进行了描述性统计分析，对所有变量进行了详细的描述，并进行了平行趋势的经验观察。这一步旨在对数据进行初步的分析和了解。接着，本章采用双重差分法进行了基准回归分析，以验证本文提出的前三个假设。随后，本章对回归结果进行了稳健性检验，采用了更换测算模型、更换计量模型以及进行安慰剂检验等方法。这些稳健性检验的目的是确保基准回归结果的可靠性和稳定性。接下来，进行了异质性检验，以探讨绿色信贷政策对不同类型企业和地区产生差异影响。最后，本章将企业研发支出作为调节效应进行检验，以分析绿色信贷政策对企业绿色全要素生产率的影响是否受到企业研发活动的调节。通过这一步骤，可以深入探讨研发支出在绿色信贷政策影响机制中的作用。

第六章：结论与政策建议。本章总结了研究结论，并对结果做了合理的解释和分析。在此基础上，提出了实际可行的建议。

## 1.3 研究方法

本文主要涉及以下三种研究方法：

### 1.3.1 文献分析法

为了给研究提供清晰的思路和坚实的理论基础，本文通过收集、阅读和分析已有的文献，提取关键信息，深入了解绿色信贷政策与企业绿色全要素生产率等领域现有的观点、理论和发现。这一文献综述的过程有助于构建研究框架，汲取先前研究的经验和见解，为本文的研究设计和实证分析奠定了坚实的基础。

### 1.3.2 计量分析法

本文采用了双重差分法进行计量。双重差分法是一种面板数据处理方法，通过对两组实验或观察单元进行两次差分，以消除时间不变的个体差异和个体不变的时间趋势，从而更准确地估计政策或处理效应，这一方法可以提高对绿色信贷政策影响的估计精度，为深刻理解其对企业绿色全要素生产率的实质性影响提供更可靠的分析框架。

### 1.3.3 比较分析法

比较分析法是一种通过对不同组别、条件或时间点的数据进行对比，从而揭示它们之间的差异和关系的分析方法，这种方法有助于识别模式、趋势或影响因素，本文对不同地区和不同所有权性质的企业进行比较研究，为研究问题提供了清晰的视角。

下图为本文的技术路线图：

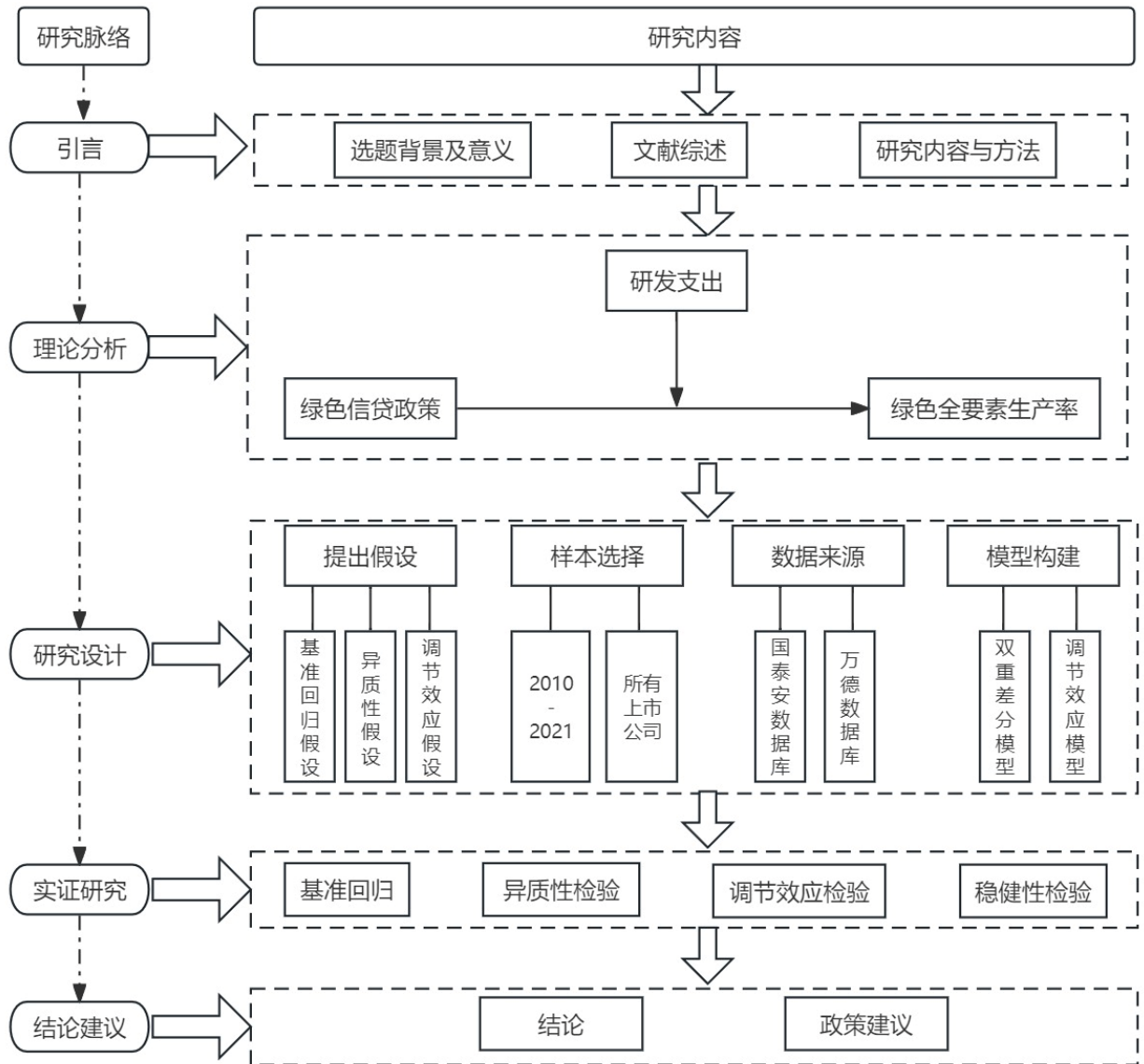


图 1.1 技术路线图

## 1.4 文献综述

### 1.4.1 绿色信贷政策实施效应研究

研究绿色信贷政策实施效果的角度可以分为两个方面。首先是从银行角度出发，学者们进行了深入研究。通过实施绿色信贷政策，商业银行不仅能够大幅度提升竞争力，还能积极推动绿色可持续发展，进而显著改善经营绩效水平，这一战略的成功实施将为银行带来广泛而积极的影响 King 和 Levine（1993）。然而，也有研究者认为，绿色信贷政策的实施可能会抑制商业银行的发展。绿色信贷政策的实施可能显著提高商业银行的业务成本和管理费用，进而显著降低其经营绩效，对银行发展产生明显的抑制作用胡荣才和张文琼（2016）。其次从企业角度出发，不同观点对绿色信贷政策的影响进行了探讨。有学者认为绿色信贷政策的实施有助于促进企业的发展。例如，Cowan（1998）认为，通过推动企业技术创新和生态环境改善，绿色信贷政策能够降低环保型企业的融资成本。然而，大部分学者认为绿色信贷政策的实施可能会抑制重污染企业的发展。刘海英（2017）、王康仕等（2019）和王保辉（2019）的研究表明，绿色信贷政策增加了污染性企业借款的难度。研究显示，绿色信贷政策的实施对高污染、高耗能企业的融资机会造成了限制，使得这些企业筹集资金更加困难和昂贵。丁杰（2019）的研究指出，这种限制阻碍了其技术创新的提升。苏冬蔚和连莉莉（2018）、陈幸幸（2019）以及陈琪等人（2019）运用 DID 模型进行实证检验，绿色信贷政策的实施对重污染企业施加了信贷限制，对其投资决策和商业信用产生了不利影响，加剧了高耗能、高污染企业的经营困境。

总的来说，研究绿色信贷政策实施效果的角度包括银行和企业两个方面。从银行角度看，绿色信贷政策的实施既能够提升商业银行的竞争力和经营绩效，也能有效降低贷款风险。然而，也有观点认为绿色信贷政策可能对商业银行的发展产生负面影响，增加了业务成本和管理费用。从企业角度看，一些学者认为绿色信贷政策的实施有助于促进重污染企业的发展，通过降低融资成本促进技术创新和生态环境改善。然而，大多数研究表明绿色信贷政策可能对重污染企业产生限制，增加借款难度，降低资金分配效率，并对企业的投资决策和商业信用产生不利影响。苏冬蔚和连莉莉（2018）、陈幸幸（2019）以及陈琪等人（2019）的实证检验结果支持了这一观点。

#### 1.4.2 绿色全要素生产率相关研究

第一，绿色全要素生产率的测算。测算绿色全要素生产率的方法多种多样。Banker 等人（1984）最早提出了数据包络分析方法，结合 DEA 和 Malmquist 指数，可以将绿色全要素生产率分解为绿色效率和绿色技术进步率，从而解释企业绿色全要素生产率的提高途径。陈



超凡（2016）基于假设基期的绿色全要素生产率为1，并通过计算每一年的 Malmquist 指数，将其乘以基期的绿色全要素生产率的值，从而推导出每一期的绿色全要素生产率。蔡乌赶和周小亮（2017）采用了 EBM-DDF 模型，结合了 SBM (Slacked-Based Measure) 方向距离函数和 ML 指数的方法。刘和旺和左文婷（2016）也在同一领域应用了相似的方法。冯严超等（2021）运用 SBM 模型和 ML 指数，对中国各省（市、自治区）的绿色全要素生产率进行了评估和分析。这些研究方法和模型为测算绿色全要素生产率提供了有效的工具和框架。通过这些方法的运用，研究者们能够全面评估企业在绿色生产方面的效率和技术进步，为制定和实施绿色发展政策提供科学依据。

第二，绿色全要素生产率的影响因素。过去的研究为我们对绿色全要素生产率的理解提供了宝贵的见解。在这方面，多项研究探讨了不同因素对绿色全要素生产率的影响，并取得了重要的研究成果。首先，余硕等（2020）的研究聚焦于中国地级市，揭示了技术创新和产业结构对绿色全要素生产率的影响，他们的研究表明，技术创新的推动和产业结构的优化对提升绿色全要素生产率起到了重要作用。其次，万伦来等（2013）的研究基于我国工业数据，发现增加对研发的资金投入能够有效地提高企业的绿色全要素生产率水平。他们的研究表明，提升技术水平、优化产权结构、强化环境规定和吸引外商投资都有助于提高工业绿色生产率。此外，周晓辉等（2021）和程文先等（2021）的研究结果表明，数字经济的发展潜力可以提高绿色全要素生产率。数字经济的兴起带来了新的机遇和模式，通过数字化技术的应用，企业可以提高资源利用效率、降低能源消耗，并实现更环保和可持续的生产方式。过去的研究展示了不同因素对绿色全要素生产率的关键影响。技术创新、研发投入、产权结构、环境规制、外商投资、绿色金融、数字经济以及人力资本和科技创新等因素被证实对绿色全要素生产率的提升至关重要。未来的研究可以进一步深入探究这些因素之间的相互关系，并制定更加有效的政策和措施，以推动绿色全要素生产率的增长，助力可持续发展的实现。

### 1.4.3 绿色信贷政策与绿色全要素生产率相关研究

目前对绿色信贷政策对企业绿色全要素生产率的探讨相对较为有限，然而，环境规制对企业绿色全要素生产率的影响已经得到广泛研究。因此，本节将归包括环境规制等方面的相关研究。当前的研究主要可以归纳为以下三类：

第一类：促进关系。有学者主张，环境规制对企业的绿色全要素生产率起到积极的推动作用。适度的环境规制可以提高企业的竞争力和生产率水平（Porter and Linde, 1995）。最新研究也持相似观点。例如戴魁早和骆若函（2022）研究了2009年至2017年中国284个地级市的工业绿色全要素生产率，发现环境规制和政府科技支持的联合实施长期促进了地方工业绿色生产率的生长。李凯风等（2021）的研究显示，环境规制显著促进了工业企业的绿色全要素生产率，进一步支持了这一论断。

第二类：抑制关系。一些学者认为，环境规制对绿色全要素生产率产生了抑制效应。一些研究发现，环境监管调控对造纸、石油和钢铁行业的企业产生了影响（Gray and Shadbegian, 1993）。此外，盛丹和张国锋（2019）的研究发现，为了抑制生产率的增长，两控政策采用增加生产成本的方法，并实施淘汰机制来对付重污染企业。这些研究结果表明，环境规制可能对全要素生产率产生一定的抑制效应，与波特假说相反。

第三类：非线性关系。有学者指出，绿色全要素生产率与环境规制之间存在门槛效应，呈现出倒“U”型趋势。例如，李从欣和孙雪佳（2022）的研究发现，在经济发展水平较低时，环境规制明显抑制绿色全要素生产率；然而，随着经济发展水平提高，环境规制对绿色全要素生产率的促进作用减弱。邓小华和李学成（2022）的研究结果显示，建筑业绿色全要素生产率受环境规制的影响也呈现明显的倒“U”型关系，即在一定程度上先促进后抑制。另外，刘和旺、左文婷（2016）以及李德山等人（2020）的观点也支持这一结论。具体而言，适度的环境规制有助于推动绿色全要素生产率的提升。而过度严格的环境规制可能导致负面影响。这一研究结论与之前提到的一些研究形成对比，强调了环境规制在影响全要素生产率方面的复杂性和多样性。

#### 1.4.4 文献述评

尽管已有大量研究关注绿色信贷政策和绿色全要素生产率之间的关系，但令人遗憾的是，对于这两者之间的关系进行深入剖析的文献相对有限。当前的研究主要集中在绿色信贷政策对企业技术创新、融资约束和环境绩效等方面的单一影响，却鲜有系统性地研究该政策对企业整体发展的综合影响。然而，绿色信贷政策的核心目标在于推动企业朝着绿色方向全面发展。将绿色全要素生产率视为评估企业综合运营成果的关键指标，实际上更全面地反映了企业整体发展的质量和可持续性。因此，迫切需要深入研究绿色信贷政策对企业的全面影响，以更全面地了解其在推动绿色经济转型中的实际效果和作用机制。

因此，本文利用 2010-2021 年间我国上市公司的数据进行双重差分分析。通过这种方法，可以在政策实施前后对照分析，消除其他影响因素的干扰，以便更准确地评估绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率的影响。

## 1.5 可能的创新点及不足

### 1.5.1 创新点

第一，以往对环境规制政策与企业发展的研究通常在指标选择上采用单一指标进行衡量。忽略了对企业绿色发展的考虑，因此这样的衡量方式存在一定的片面性，为了更全面地评估企业的绿色发展，本文引入绿色全要素生产率作为衡量指标。第二，在模型选择上，通过基于 SBM-GML 指数模型的计算，将绿色全要素生产率分解成绿色技术进步率和绿色效率。这种方法为政策制定提供更具体的建议，对于推动企业绿色发展、保护环境具有重要的意义。

### 1.5.2 不足

论文选题范围较为狭窄。绿色全要素生产率涉及更广泛的因素，如环境规制、技术创新等，但这些因素在本文中未被考虑。因此，研究结果的适用范围可能受到限制。

## 2 概念界定及理论基础

### 2.1 概念界定

#### 2.1.1 绿色信贷概念界定

对绿色信贷政策的定义，本文综合了何德旭和张雪兰(2007)、苏冬蔚和连莉莉(2018)等学者的观点。基于这些观点，本文对绿色信贷政策进行了明确定义。绿色信贷政策是指金融机构在贷款发放过程中对符合环境保护和可持续发展要求的项目给予特殊优惠政策和支持。该政策的目的在于推动经济和社会的可持续发展，同时减少环境污染和生态破坏的影响。绿色信贷政策为金融机构提供了明确的指导，使其在贷款决策中能够更加重视环境和可持续性因素。通过为符合绿色标准的项目提供优惠条件，如利率优惠、灵活的还款方式以及贷款额度的提升，绿色信贷政策鼓励和支持企业和个人采取环保和可持续的经营方式。这种政策的实施，有助于推动绿色技术和绿色产业的发展，引导资源配置向环保和低碳领域倾斜，从而促进经济结构的转型升级。

#### 2.1.2 绿色全要素生产率概念界定

绿色全要素生产率（Green Total Factor Productivity, GTFP）是全要素生产率（Total Factor Productivity, TFP）的一种改进，绿色全要素生产率将环境和自然资源考虑在内，将经济发展和环境保护有机结合起来，用来衡量经济发展的效率和可持续性的指标，可以用来评估一个经济系统在保护环境和资源的同时，实现经济增长的能力。绿色全要素生产率与传统的全要素生产率有所不同，传统的全要素生产率主要关注劳动和资本对期望产出的贡献。相比之下，绿色全要素生产率在考虑投入时特别关注能源消耗，在产出方面考虑了由环境污染导致的非期望产出，这一综合评价框架可用于评估绿色经济的发展水平（薛飞等，2021）。该指标被认为是衡量经济社会高质量发展能力的重要指标（蔺鹏等，2020）。

### 2.2 相关理论基础

#### 2.2.1 信息不对称理论

传统经济学理论假设交易市场中的信息完全公开，市场参与者能够全面了解这些信息并做出最佳决策。然而，在实际市场中，市场参与者对信息的获取和理解存在差异，形成了信

息不对称。《绿色信贷指引》在一定程度上减轻了银行等贷款机构和市场投资者之间的信息不对称问题。首先，银行等贷款机构在向企业发放贷款时更加谨慎地调查企业的背景，从而缓解了银行在获取信息时的不透明性。这意味着银行可以更好地了解企业的状况，避免了信息不足造成的风险。其次，《绿色信贷指引》要求银行等贷款机构公开披露相关政策，市场参与者可以从这些公开信息中获得有利的信息。同时，对于存在重大环境风险的企业来说，为了获取绿色贷款，它们可能会主动转向绿色转型，放弃与绿色信贷政策相冲突的做法。这使得企业的发展方向更加倾向于绿色转型。

总的来说，通过《绿色信贷指引》，银行等贷款机构对企业的调查更加谨慎，市场参与者可以从公开的信息中获得有利的信息，推动企业向绿色发展。这种改变使市场参与者在决策时具备更多层次的信息，有助于减少信息不对称带来的问题。

### 2.2.2 信贷配给理论

信贷配给理论认为，在贷款发放过程中，银行考虑的不仅是利率调整，还充分考虑自身承担的信用风险。即使借款方愿意承担更高成本，银行也可能因考虑到贷款组合风险而拒绝提供贷款。根据该理论，银行通过全面评估借款方的信用情况，向信誉良好的借款方提供贷款，而可能拒绝信誉较差的企业。在绿色信贷背景下，银行会特别关注环境风险等因素，可能拒绝向存在严重环境污染问题的企业提供贷款，增加这类企业的贷款门槛，使其面临更大的信贷限制。这表明重污染企业可能难以获得银行贷款，因为环境风险可能影响它们的信用评级和贷款成功率。

### 2.2.3 波特假说

在新古典经济学观点中，环境保护政策通常被视为可能导致生产成本上升，降低企业竞争力，并对经济增长产生不利影响。然而，波特和林德（1995）提出的波特假说表明，不能简单地将环境保护和经济发展看作是相互对立的关系。相反，适当的环境规制可以促进企业创新。当重污染企业受到环境规制限制时，它们会被迫采取一系列措施，如技术变革和改善公益事业，以减轻环境规制带来的压力，进而推动企业进行绿色转型。由于我国绿色信贷政策相对较晚推行，具体管理体系尚需进一步完善。此外，《绿色信贷指引》仅是概要文件，企业绿色信贷管理体系还待进一步完善，整个绿色信贷市场尚未充分发展。所有这些因素都制约了绿色信贷政策的最终实施效果。因此，目前难以确定是否已经达到了“适度的环境规

制”。暂时无法确定《绿色信贷指引》的实施是否能够激发重污染企业的创新活力。推动这些企业实现绿色转型，并进一步提高其绿色全要素生产率

### 3 政策背景及研究假设

#### 3.1 政策背景

绿色信贷政策在中国的发展经历了一系列重要的阶段。首先，2007年发布的《强化金融领域信贷风险防范、切实贯彻环保政策法规的意见》标志着我国绿色信贷政策的实施。但当时绿色金融的发展还处于初级阶段，绿色信贷政策的推广应用并不普及。其次，中国银监会于2012年发布了《绿色信贷指引》，旨在推动金融机构全面开展绿色信贷。该指引明确了五个方面的具体要求，以引导金融机构在绿色信贷方面更加积极有效地开展工作。这一指引强调了贯彻绿色信贷理念的重要性，金融机构应发展可持续模式，确立绿色信贷发展战略，并对绿色信贷目标进行审批和报告，以便进行监督和评估。第三，2014年，《绿色信贷实施情况关键评价指标》的发布标志着对《绿色信贷指引》的深入完善，强调了详细的评价指标，以帮助金融机构更为精准地评估企业在绿色信贷方面的实施情况。这一举措旨在提升金融机构的评估水平，确保其在资金投放中更有效地考虑环保和可持续发展因素。随后于2016年发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》则不仅明确定义了绿色金融体系，而且强调了在这一体系中大力推动绿色信贷的发展。这体现了中国政府在促进绿色金融领域中的积极承诺，通过制定明确的政策和指导方针，引导金融机构更加专注于支持环保和可持续发展的借款企业。这一系列措施反映了中国在金融体系中加强绿色理念的决心，以促进经济的可持续增长。2019年，在党的十九大报告中，强调了绿色金融的重要性，并将其明确列为推动经济高质量转型的至关重要途径之一。这一报告深刻洞察到环境保护与经济发展密不可分的紧密关系，突出了绿色金融在实现可持续发展目标、推动生态文明建设以及打造美丽中国方面的关键作用。这标志着对于可持续发展理念的深刻认知，强调了绿色金融在塑造未来社会和经济格局中的不可或缺地位。2020年，银保监会再次强调了绿色信贷和绿色债券业务的统筹考虑。这一表态进一步巩固了党的十九大报告对绿色金融发展的重要指引。银保监会的表态意味着监管层将进一步加大对绿色金融的支持力度，引导金融机构更加积极地参与绿色信贷和绿色债券市场，推动资金流向环保和可持续发展项目，促进经济结构调整和绿色产业升级。

这一系列政策措施的出台和强调，充分体现了我国政府对绿色金融的高度重视和积极推动。政府的引导和监管层的支持将为绿色信贷和绿色债券市场的健康发展提供有力保障，推动我国金融体系逐步向绿色发展转型，为实现经济的可持续发展和生态文明建设作出积极贡献

献。出于对众多学者观点的一致认可，苏冬蔚和连莉莉（2018年）、陈琪（2019年）、以及刘强等学者（2020年）的研究普遍认为，《绿色信贷指引》的颁布于2012年标志着我国正式实施绿色信贷政策。

图 3.1 展示了我国主要金融机构（包括平安银行、浦发银行、招商银行、兴业银行、上海银行、农业银行、交通银行、工商银行、建设银行、中国银行、中信银行）的绿色信贷余额情况。自 2010 年以来，我国主要金融机构的绿色信贷余额逐年增长。截至 2021 年底，该余额已达到 10.568233 万亿元，年均增长率为 21.69%。这一数据呈现了我国绿色信贷政策在过去十年间的显著发展。从起步阶段到如今的快速增长，绿色信贷在金融机构的贷款组合中占据越来越重要的地位。这表明我国金融机构对于环保和可持续发展的关注逐渐增加，他们通过提供绿色信贷来支持那些符合环保标准的借款人和项目。这些数据也反映了我国金融机构对绿色信贷的积极响应和逐步加大的投入力度。随着政府和社会对绿色金融的重视程度提升，金融机构在绿色信贷方面的经验不断积累，能力逐步增强。这为我国推动可持续发展和应对气候变化提供了坚实的金融支持和保障。

尽管我国在绿色信贷领域取得了显著进展，但与一些西方国家相比，仍存在一定的差距。我国绿色信贷的规模和占比仍有进一步提升的空间，需要持续加强政策引导、完善监管机制，并进一步激发金融机构和借款人的绿色意识。通过持续推动绿色信贷发展，我国将能够更好地应对环境挑战，促进经济的绿色转型和可持续发展。



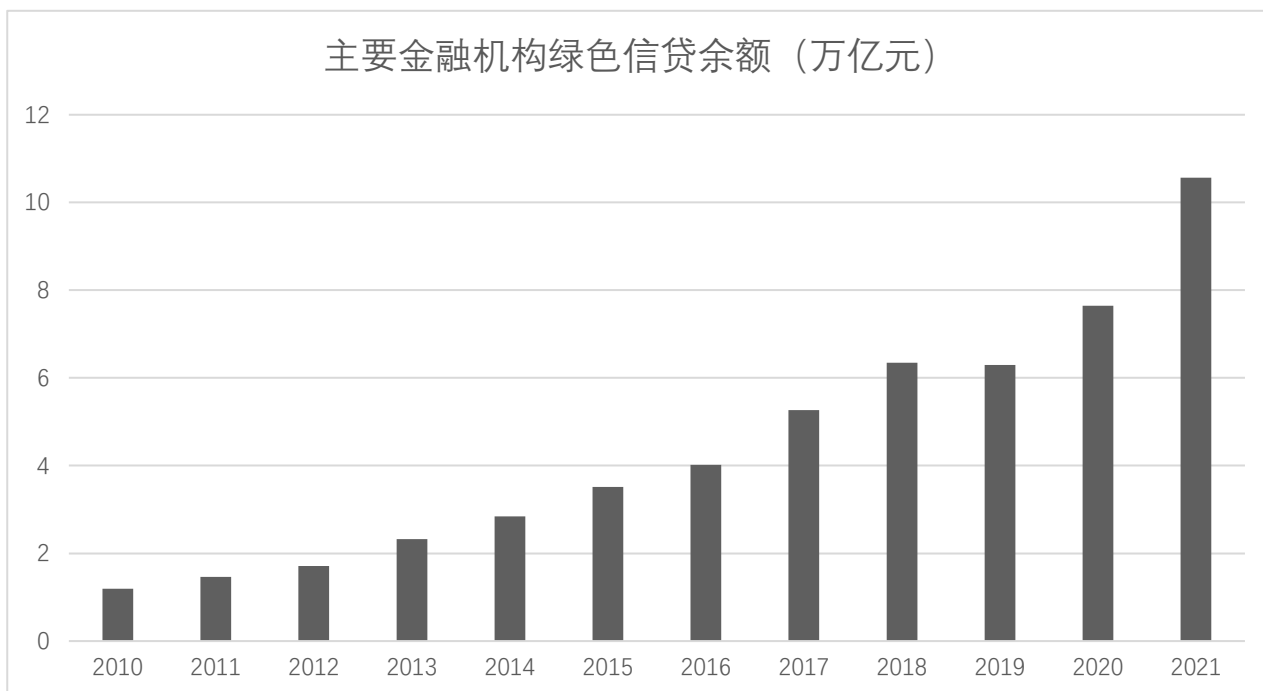


图 3.1 主要金融机构绿色信贷余额

数据来源：Wind

根据图 3.2 主要金融机构的数据，绿色信贷余额在 2021 年的增长率达到最高点，为 38.29%。而在 2013 年，这一增长率为 35.73%。本文推测，2013 年主要金融机构绿色信贷余额的增长率呈现了爆炸式增长的态势，这可能是由于 2012 年颁布了《绿色信贷指引》政策的原因。该政策的实施为金融机构提供了明确的指导，使得它们更加积极地支持符合环保要求的项目。从 2013 年开始，由于此前的存量积累，主要金融机构绿色信贷余额的增长率基本上保持在 14% 以上。

这一趋势揭示了我国绿色信贷政策在过去几年的显著效果。绿色信贷余额的快速增长表明金融机构在环保和可持续发展方面的关注度不断提升。该政策的出台为金融机构提供了更大的激励，鼓励它们积极参与绿色投资，推动经济向可持续发展的方向转变。

因此，本文将 2012 年确定为代表性的绿色信贷政策出台年份，并以此为基础进行研究和分析。该政策的实施标志着我国在绿色金融领域迈出了重要的一步，为后续的政策制定和发展奠定了基础。通过深入研究 2012 年后的数据，我们可以更好地理解绿色信贷政策对金融机构和经济的影响，为进一步推动绿色金融的发展提供有益的经验 and 启示。

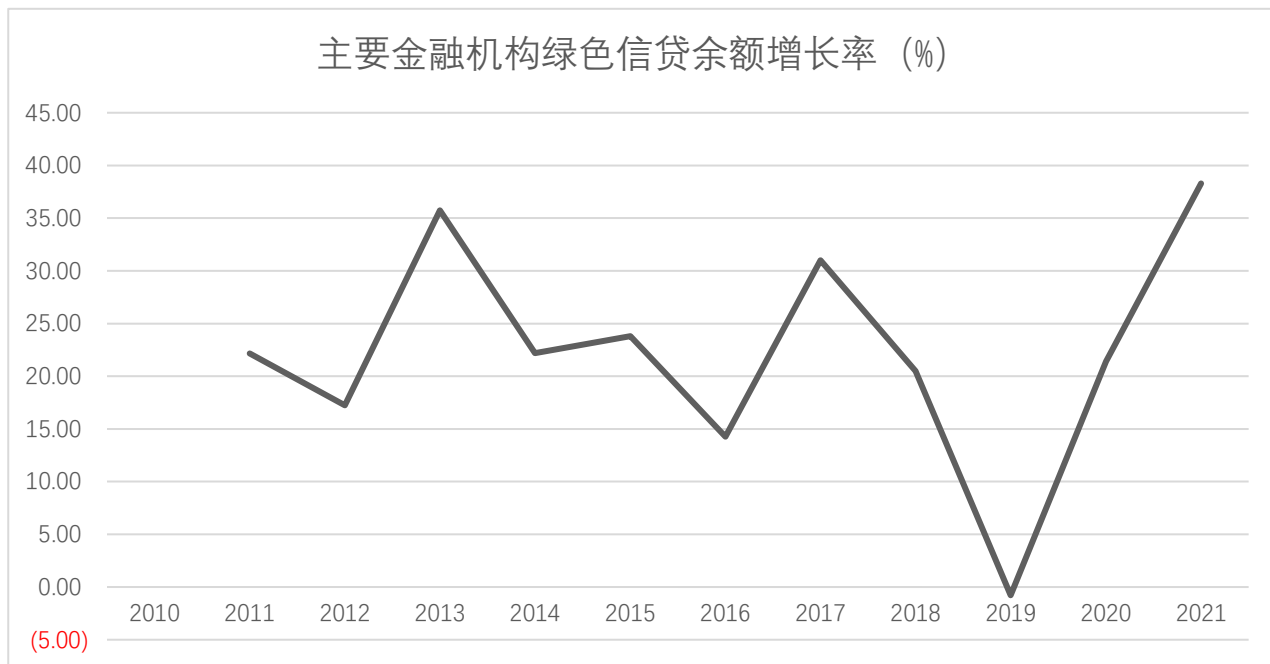


图 3.2 主要金融机构绿色信贷余额增长率

数据来源: Wind

根据 2021 年底的数据,我国银行业金融机构中,工商银行在绿色信贷规模中发挥了主要作用,其绿色信贷余额达到了 2.480621 万亿元,位居首位。五大国有银行在我国绿色信贷中扮演着关键角色。占据主要金融机构总体绿色信贷规模的 23.47%。农业银行和建设银行分列第二和第三,它们的绿色信贷余额分别为 1.9778 万亿元和 1.963129 万亿元,占比分别为 18.71%和 18.58%。中国银行排名第四,其绿色信贷余额为 1.4086 万亿元,占比为 13.33%。最后是交通银行,其绿色信贷规模为 0.476763 万亿元,占比为 4.511%。这五家国有银行的绿色信贷余额合计占总规模的 78.6%,明显是推动绿色信贷发展的主要力量。

## 3.2 理论分析与研究假设

### 3.2.1 基准理论分析与研究假设

绿色信贷政策通过影响重污染企业的绿色效率和绿色技术进步率,进而影响重污染企业的绿色全要素生产率(GTFP)。研究发现,GTFP可以分解为绿色技术进步率(GTC)和绿色效率(GEC)

第一,绿色信贷政策对重污染企业绿色技术进步率的影响。首先,绿色信贷政策通过信贷约束效应降低重污染企业的绿色技术进步率,根据苏冬蔚和连莉莉(2018)、丁杰

(2019)以及张小可、葛晶(2021)的研究,绿色信贷政策的实施改变了重污染企业的信贷来源,其获得信贷融更难,丁杰和胡蓉(2020)的研究进一步发现,该政策限制了重污染企业的信贷融资能力,尤其是对长期信贷融资的抑制效果更为明显。其次,绿色信贷政策通过成本效应降低了重污染企业的绿色技术进步率。该政策要求银行在向重污染企业提供绿色信贷时,将企业的环境保护情况作为准入门槛。因此,为了获得绿色信贷,企业将投入更多资源减少污染物排放,但可能减少用于创新研发的资金(陆菁等,2021)。同样蔡海静和周施(2022)也发现在绿色信贷政策下,商业银行要求企业具备良好的环保状况成为贷款审批的必备条件之一。通过设定较高的贷款成本和门槛,限制了信贷资源流向那些在环保方面表现较差的企业,由此形成融资上的限制,对这些企业的发展产生了阻碍。最后,根据于波(2021)的研究,绿色信贷政策产生了信息传递效应,银行在制定决策时综合考虑了企业的环境风险和持续经营风险。这一做法有助于减少对那些存在严重环境污染的企业提供商业信用的情况。这导致了这些企业在绿色技术创新方面的进步率降低。基于上述分析,本文提出研究假设1。

假设1:绿色信贷政策的实施会降低重污染企业的绿色技术进步率。

第二,绿色信贷政策对重污染企业绿色效率的影响。绿色信贷政策通过市场选择效应、市场份额效应和企业金融资源配置效应的作用,对企业资源配置效率产生影响,从而影响绿色效率。首先,宋马林和金培振(2016)由环境污染的负外部性造成的排污、治污的成本由整个社会承担,企业以此方式间接降低了生产成本。生产效率较低的企业承担的社会责任较少,更有可能以较低的成本在市场上生存并获取更多机会。其次,张小可和葛晶(2021)提出,绿色信贷政策是一种重要的实施主体,其作用主要有两种方式。一种是该政策缓解那些尽管盈利高但受信贷歧视的企业的信贷约束,让它们获得更多信贷支持;另一方面,银行在履行债权人监督职责的同时,通过更严格监督企业的资源使用和运营状况,有助于促使高生产率企业扩大市场份额,提高资源配置效率。总体而言,绿色信贷政策发挥着至关重要的作用。最后,绿色信贷政策通过优化企业金融资源的分配,促使重污染企业提升绿色效益,绿色信贷政策对于提升重污染企业的投资效率起到了积极的作用(王艳丽等,2021),从而进一步提高了这些企业的绿色效率。这一研究结果突显了绿色信贷政策在塑造企业金融资源配置方面的正面影响。基于上述分析,本文提出研究假设2。

假设2:绿色信贷政策会提高重污染企业的绿色效率。

第三，绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率的影响。一方面，该政策通过信贷约束效应、成本效应和信息传递效应降低了这些企业的绿色技术进步率。另一方面，绿色信贷政策通过市场选择效应、市场份额效应和企业金融资源配置效应，提升了重污染企业的绿色效率。基于上述分析，本文提出以下两假设。

假设 3a：假设绿色信贷政策对绿色技术进步的负面影响超过对绿色效率的正面影响，则该政策将对重污染企业的绿色全要素生产率产生负面影响。

假设 3b：假设绿色信贷政策对绿色技术进步率的负面影响低于对绿色效率的正面影响，则该政策将对重污染企业的绿色全要素生产率产生正面影响。

### 3.2.2 不同所有权性质下的理论分析和研究假设

在分析我国企业问题时，必须考虑企业所有权性质，因为国有企业与非国有企业在多个方面存在明显的差异。首先，国有企业通常因政府补贴和政策性融资等优惠政策支持而在申请信贷时享有较低的贷款利率。相对来说，非国有企业可能会面临一些贷款方面的挑战。其次，考虑到可能存在“所有制歧视”，即在其他方面相似的情况下，银行可能更倾向于向国有企业提供贷款。这可能增加了非国有企业获得贷款的难度和成本（张杰等，2013）。基于上述分析，本文提出第四个假设：

假设 4：与国有重污染企业相比，绿色信贷政策对非国有重污染企业的影响更明显。

### 3.2.3 不同地区发展水平下的理论分析和研究假设

东部地区拥有相对完善的金融政策体系，因此实施绿色信贷政策的进程更加顺畅。相对而言，中西部地区由于开发较晚，地理位置及环境资源等因素使其在经济发展中面临独特的挑战。尤其是在东部地区，更多的化工企业选择在此设立，导致该地区存在大量重污染企业和较大的污染物排放问题。这使得绿色信贷政策在东部地区面临更为复杂的挑战，因为需要应对与重工业相关的环保问题。因此，推动绿色信贷政策在这一地区的实施需要更多的协调和应对策略。基于以上分析，本文提出第五个假设：

假设 5：2012 年《绿色信贷指引》颁布后，相较于中西部地区，东部地区重污染企业所受到的影响更明显。

### 3.2.4 研发支出的调节效应分析和研究假设

研发资金的投入是提高企业绿色全要素生产率的基本要素，企业研发资金的多少将决定其绿色全要素生产率的高低，首先研发支出可以促进重污染企业在环保和技术创新方面的投入和实践，研发支出可能会促使重污染企业开发出更为环保的生产技术，而绿色信贷政策可以提供资金支持，加快技术创新的实施，从而提高重污染企业的绿色全要素生产率；其次研发支出会使企业的研发团队和技术部门更加密切地与绿色信贷政策的资金支持部门协作，从而更有效地使用资金和技术资源，使重污染企业更加有效地整合资源，从而提高重污染企业的绿色全要素生产率；最后政府在实施绿色信贷政策的同时，可能会加强环保标准的监管，这有助于企业更加积极地投入环保和技术创新方面的研发支出，从而促进企业在环保方面的投入和实践。基于上述分析，本文提出第六个假设：

假设 6：研发支出减弱了绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率的抑制作用。

## 4 实证研究设计

### 4.1 数据来源与样本选择

深入研究绿色信贷政策对我国 2010 年至 2021 年上市公司的影响是本文的关键目标。在数据筛选的过程中，依据国家环境保护部 2010 年发布的《上市公司环境信息披露指南》和中国证券监督管理委员会 2012 年修订的《上市公司行业分类指引》，将 16 个行业判定为重污染企业，而将其余行业划分为非重污染企业。同时，本文剔除了 2010-2021 年间 ST、\*ST 公司，并剔除了相关数据缺失的公司，以确保所采用数据的准确性。经过筛选，最终得到 1656 个观测值，其中包括 852 个重污染企业观测值和 804 个非重污染企业观测值。数据主要来源于国泰安数据库（CSMAR）和万得数据库（WIND）。

### 4.2 计量模型构建

第一，本文借鉴苏冬蔚和连莉莉（2018）的研究，采用双重差分 DID 模型进行估计，双重差分法是一种常用的研究政策影响的方法，其前提是需要有可用于比较的政策前后若干年的数据。然而，一些学者（任胜刚等，2019；吕越等，2019；丁宁等，2020）的研究指出，政策前后的时间跨度不必完全对称，可以根据研究问题的需要而有所不同。因此，本文将重污染企业定义为实验组，非重污染企业定义为对照组，并以 2012 年颁布的《绿色信贷指引》政策为准自然实验，构建了双重差分模型。具体模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Time}_t + \beta_3 \text{Treated}_i * \text{Time}_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

第二，为了检验绿色信贷政策和研发支出的交互作用影响，在上述模型中加入研发支出和研发支出与绿色信贷政策的交互项，具体模型设定如下所示：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treated}_i + \beta_2 \text{Time}_t + \beta_3 \text{Treated}_i * \text{Time}_t + \beta_4 \text{RD} + \gamma X_{it} + \delta_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

以上两个方程式包含了多个变量，其中， $i$  代表企业， $t$  代表年份， $Y$  代表  $i$  企业第  $t$  年的 GTFP、GTC、GEC； $\text{Treated}_i$  为组别虚拟变量，用于区分实验组企业和对照组企业，如果是实验组企业，则取值为 1，否则为 0； $\text{Time}_t$  为政策虚拟变量，用于区分 2012 年以前和 2012 年及以后的数据。如果是 2012 年及以后的数据，则取值为 1，否则为 0；

$\text{Treated}_i * \text{Time}_t$  为双重差分变量； $X_{it}$  包括多个企业层面的控制变量； $\delta_i$  为个体固定效应； $\lambda_t$  为时间固定效应； $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项，RD 为企业的研发支出。

### 4.3 变量选取

### 4.3.1 被解释变量

本文的被解释变量是绿色全要素生产率、绿色技术进步率和绿色效率。本文参考刘传江（2020）的做法，利用 SBM 方向性距离函数和 GML 指数模型测算企业的绿色全要素生产率，并将 GML 指数进一步分解为绿色技术进步率和绿色效率。所涉及的指标包括投入指标、期望产出和非期望产出三个方面。其中，投入指标由劳动力投入、资本投入和中间投入三个二级指标组成，分别测量企业的职工人数、固定资产净额和购买商品、接受劳务支付的现金。期望产出是指企业的营业收入，非期望产出则是用企业碳排放量来测量。

### 4.3.2 解释变量

政策虚拟变量（Time）：本文以 2012 年的《绿色信贷指引》为起点，应用双重差分模型。政策虚拟变量在 2010-2012 年为 0，2012-2021 年为 1。

组别虚拟变量（Treated）：将重污染企业被定义为实验组（Treated=1），非重污染企业则被定义为对照组（Treated=0）。

双重差分变量 DID（Treated\*Time）：本文的核心解释变量。

### 4.3.3 调节变量

本文对企业研发支出的衡量采用了相对比率的指标。这种方法可以避免使用总量指标时可能存在的企业性质和规模不同导致实际差异不明显、数据可比性不足等问题。具体而言，本文参考了李斌等人（2016）的方法，将企业研发支出总额占地区生产总值的比重作为衡量指标来表示企业的研发支出情况。

### 4.3.4 控制变量

借鉴以往文献，本文控制变量包括资产总利润率、托宾 Q 值、营运资金比率、资本密集度、投入资本回报率、企业规模、企业成长能力。各变量的定义如表 4.1 所示。

表 4.1 变量的定义

变量性质	变量名称	变量含义	计算方法
投入	L	劳动投入	年末在职职工人数
	K	资本投入	固定资产净额
	M	中间投入	购买商品、接受劳务支付的现金

续表 4.1 变量的定义

变量性质	变量名称	变量含义	计算方法
产出	EP	期望产出	营业收入
	UEP	非期望产出	碳排放量
被解释变量	GTFP	绿色全要素生产率	SBM-GML 指数模型测算
	GTC	绿色技术进步率	SBM-GML 指数模型测算
	GEC	绿色效率	SBM-GML 指数模型测算
解释变量	DID	双重差分变量	Treated*Time
调节变量	RD	研发支出	企业研发支出总额/地区生产总值
控制变量	ROA	资产总利润率	净利润/资产平均总额
	Q	托宾 Q 值	(股票市值+净债务)/有形资产现行价值
	WCR	营运资金比率	(流动资产总计-流动负债总计)/资产总计
	CPA	资本密集度	总资产/营业收入
	ROIC	投入资本回报率	(净利润+财务费用)/(资产总计-流动负债+应付票据+短期借款+一年内到期的非流动负债)
	Asset	企业规模	资产总额的自然对数
	Growth	企业成长能力	营业总收入/总资产



## 5 实证结果分析

### 5.1 变量的描述性统计

根据表 5.1 中的描述性统计结果显示, 样本期内企业绿色全要素生产率、绿色技术进步率和绿色效率都呈现出一定程度的差异性。具体而言, 企业绿色全要素生产率的标准差为 0.524, 最小值为 0.197, 最大值为 14.50, 而均值为 1.106。这意味着在样本期内, 企业之间的绿色生产效率存在着显著的差异, 其中部分企业的绿色全要素生产率表现明显优于其他企业。此外, 绿色技术进步率和绿色效率的统计数据也反映了类似的情况。绿色技术进步率的标准差为 0.422, 最小值为 0.224, 最大值为 3.973, 而均值为 1.117。相应地, 绿色效率的标准差为 0.495, 最小值为 0.352, 最大值为 3.427, 均值为 1.085。这些数据进一步凸显了企业在绿色技术创新和资源利用效率方面的差异性。这些差异可能受到不同行业特点、企业规模、市场地位等因素的影响。一些行业可能更加注重绿色技术创新和环境效率提升, 从而在绿色生产效率方面表现更为突出。而另一些行业可能受到技术更新速度、市场需求变化等因素的制约, 导致其绿色生产效率相对较低。这些描述性统计数据提供了关于企业绿色全要素生产率、绿色技术进步率和绿色效率的有益信息, 为进一步研究企业绿色发展提供了重要参考。

除了资产总利润率、营运资金比率、投入资本回报率和托宾 Q 值这几个关键指标外, 其他控制变量的标准差小于均值, 这表明了数据的稳定性相对较好, 离散程度相对较小。这一结果为我们提供了一个可靠的数据基础, 使得我们能够更加准确地进行数据分析和研究结论的推导。在调节变量方面, 研发投入 (RD) 呈现出了明显的差异性。其平均值为 17.43, 标准差为 1.846, 而最小值和最大值分别为 6.908 和 22.29。这一结果显示了在研发投入方面, 不同企业之间存在着较大的差异, 可能反映了它们在技术创新、产品开发等方面的不同策略和实力水平。另外, 政策虚拟变量 (DID) 的平均值为 0.429。这个数值的计算基于研究选取了 2010 年至 2021 年间上市公司的数据, 并将 2021 年《绿色信贷指引》出台作为政策冲击时间点。在样本中, 2012 年及之后的数据占比达到 83%。这一设计有助于我们更全面地探究绿色信贷政策对企业绿色生产率的影响, 为了解绿色金融政策对企业行为和绩效的影响提供了重要的时序视角和数据支持。综上所述, 以上数据分析结果为我们提供了深入了解企业研发投入和政策冲击的基础, 为进一步研究绿色金融政策对企业绿色生产率的影响提供了重要的数据基础和理论支持。

表 5.1 相关变量的描述性统计

变量	(1) 样本数	(2) 平均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 最大值
GTFP	1,656	1.106	0.524	0.197	14.50
GTC	1,656	1.117	0.422	0.224	3.973
GEC	1,656	1.085	0.495	0.352	3.427
ROA	1,656	0.0258	0.122	-2.871	0.590
Q	1,656	1.940	2.267	0.767	58.59
WCR	1,656	0.0867	0.264	-1.741	0.900
CPA	1,656	1.929	1.069	0.176	12.93
ROIC	1,656	0.0510	0.193	-4.387	0.837
Asset	1,656	17.10	6.346	7.943	26.50
Growth	1,656	0.696	0.489	0.00273	4.402
RD	1,656	17.43	1.846	6.908	22.29
DID	1,656	0.429	0.495	0	1
Number of id	138	138	138	138	138

## 5.2 平行趋势的经验观察

本文采用了时间趋势图进行平行趋势检验，这一方法是较为常用的，类似的研究还有曾海舰和苏冬蔚（2010）以及钱雪松等人（2018）的研究。该方法能够有效地检测政策冲击对研究对象的影响，从而评估政策的效果。

根据图 5.1 可以观察到，在 2012 年之前，实验组和对照组的绿色全要素生产率变化趋势基本一致。然而，2012 年以后，实验组和对照组的绿色全要素生产率之间的差距逐渐拉大，截至 2021 年，实验组的绿色全要素生产率显著高于对照组，这可能是由于重污染企业在适应新政策和转型过程中面临的困难较多，而非重污染企业更容易获得政策支持和适应新的环保标准，从而提高了其绿色全要素生产率。这种差异可能是由于实验组企业在政策实施初期需要投入更多的资金和资源来适应政策要求，从而导致绿色全要素生产率的下降。然

而，随着时间的推移，实验组企业逐渐适应了绿色信贷政策，采取了更加环保和绿色的生产方式，因此其绿色全要素生产率得以提高。这些结果为政策制定者和企业提供了有益的参考和借鉴，有助于进一步推动我国的绿色发展。

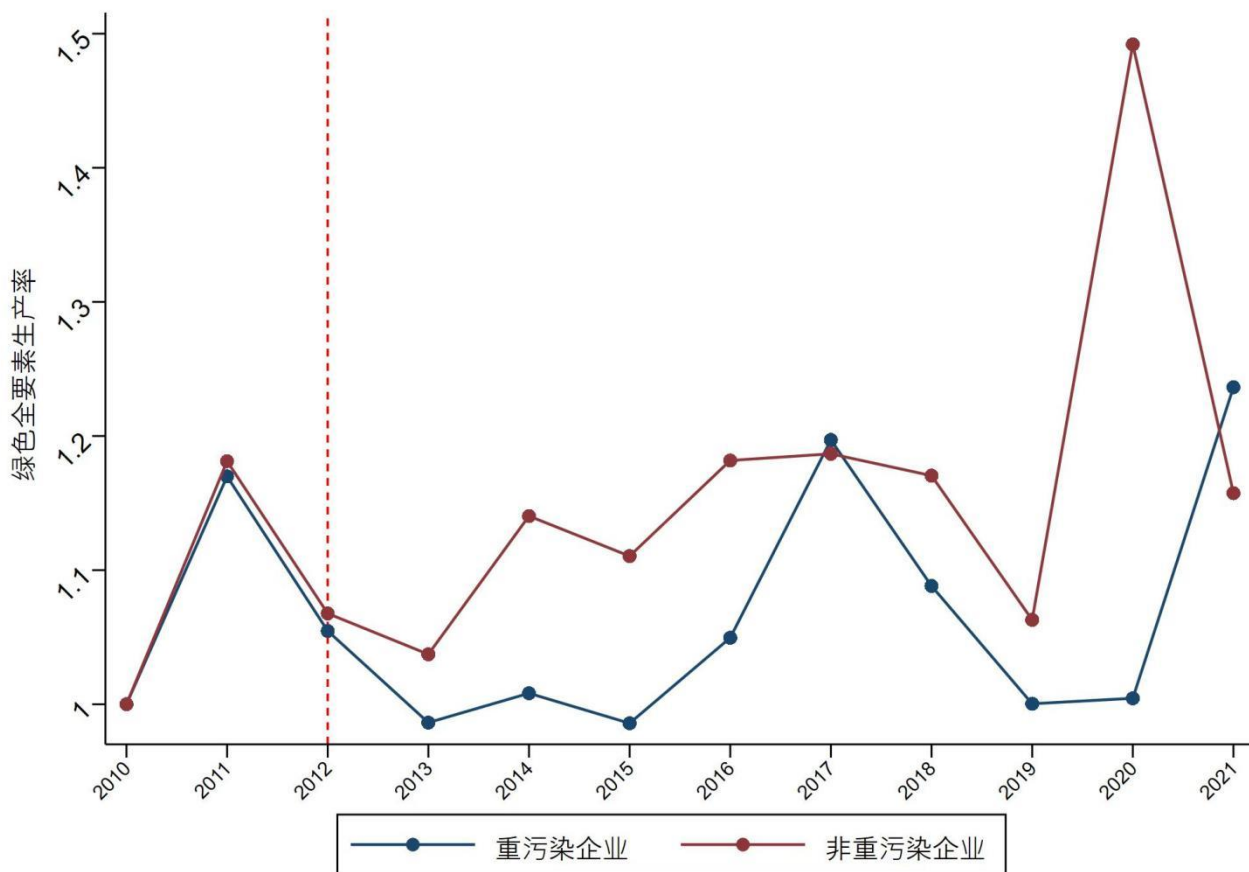


图 5.1 平行趋势检验

### 5.3 基准回归结果

根据基准回归结果表 5.2 的分析，可以得出以下结论。首先，在第一列中，可以发现实施绿色信贷政策对于重污染企业的绿色技术进步率（GTC）产生了负面影响，DID 系数为-0.189，在 1% 的显著水平上具有统计学意义，验证了假设 1。这意味着绿色信贷政策的实施会导致重污染企业在绿色技术方面的进步受到限制。其次，在第二列中，可以观察到实施绿色信贷政策对于重污染企业的绿色效率（GEC）产生了积极影响，DID 系数为 0.101，在 1% 的显著水平上具有统计学意义，验证了假设 2。这表明绿色信贷政策的实施能够提高重污染企业的绿色效率，促进其在资源利用和生产过程中的环境友好性。进一步观察第三列，发现

DID 系数为-0.100，表明实施绿色信贷政策对于重污染企业的绿色全要素生产率（GTFP）产生了负面影响。这一结果支持了假设 3a，即绿色信贷政策对于重污染企业的绿色技术进步率的负面影响超过对绿色效率的正面影响，从而对绿色全要素生产率产生了负面影响。因此，实施绿色信贷政策后，重污染企业的绿色全要素生产率明显下降，进一步说明该政策抑制了重污染企业的绿色发展。

这些结果表明，绿色信贷政策在一定程度上对重污染企业的绿色转型起到了促进作用，但同时也带来了一些负面影响。一方面，实施绿色信贷政策后，重污染企业面临着更严格的环境规制和监管，需要投入更多的资源和精力来满足绿色生产标准，以减少环境污染和资源浪费。这种情况下，企业可能会受到绿色技术升级的制约，导致绿色技术进步率和绿色全要素生产率的下降。这可能是因为企业需要花费更多的时间和资金来适应新的环保标准和技术要求，从而影响了其技术创新和生产效率的提升速度。另一方面，绿色信贷政策也激励了企业在绿色效率方面的改进。为了获得绿色信贷支持或符合环保要求，企业通常会采取各种措施来提高资源利用效率、降低排放和污染物产生，从而改善其生产过程和产品的环境友好性。这种改进有助于企业更有效地利用资源，提高生产效率，同时也能减少对环境的负面影响。因此，绿色信贷政策对企业在绿色效率方面的提升起到了积极的促进作用。本文推测造成这些结果的原因可能有多个方面。首先，重污染企业在面临环境规制的压力下，会加大对绿色技术的研发和应用，但技术创新和转型过程需要时间和资源的投入。其次，绿色信贷政策的实施可能存在一些限制和不成熟的管理体系，导致政策的落实效果不够理想。此外，绿色信贷市场的发展相对较晚，相关机构和金融产品的供给还不充分，可能限制了重污染企业的绿色转型。

因此，在进一步推进绿色信贷政策时，需要采取一系列措施以确保政策的有效执行和推动重污染企业的绿色转型。首先，政府部门需要进一步完善管理体系和加强监管力度，以确保绿色信贷政策的贯彻执行。这包括建立健全的监督机制、加强信息披露和数据公开，以及严格执行相关法律法规，防止金融机构违规行为的发生。其次，为了更好地支持绿色发展，金融市场的发展水平也需要得到提升。这需要通过改革和创新金融产品和服务，引导资金流向绿色产业和项目，推动绿色技术的创新和应用。同时，加强金融机构的社会责任意识，鼓励其积极参与绿色投资 and 环境保护。此外，重污染企业在绿色转型过程中也扮演着关键角色。它们需要加强自身的技术创新能力，提高绿色技术的引入和应用水平，以适应环境保护

要求的提升。这包括加大对绿色技术研发的投入、培养人才、优化生产工艺，以及改善环保设施等方面的努力。

表 5.2 绿色信贷政策对 GTFP 的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	GTC	GEC	GTFP
DID	-0.189*** (-5.44)	0.101*** (2.72)	-0.100** (-2.12)
ROA	-0.324 (-1.04)	0.900*** (4.93)	1.027*** (3.53)
Q	0.002 (0.50)	-0.011*** (-3.52)	-0.013*** (-3.10)
WCR	-0.025 (-0.37)	-0.163** (-2.12)	-0.179 (-1.33)
CPA	0.012 (0.67)	-0.051*** (-2.65)	-0.081** (-2.27)
ROIC	0.228 (1.43)	-0.364** (-2.23)	-0.304 (-1.65)
Asset	0.014*** (5.95)	-0.039*** (-7.72)	-0.006 (-0.92)
Growth	0.095* (1.97)	0.121** (2.42)	0.156 (1.44)
Constant	0.691*** (10.92)	1.645*** (18.00)	1.157*** (6.29)
Observations	1,656	1,656	1,656
R-squared	0.231	0.276	0.074
Company FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号里的数值为t值。

## 5.4 异质性检验

接下来，本文对企业所有权性质不同和企业所处地区不同进行异质性分析。

### 5.4.1 按所有权性质分组回归

在我国，不同性质的企业在经营环境上确实存在着显著差异。国有企业和非国有企业在信贷市场上的融资条件有着明显的差异，其中国有企业往往拥有更加便利的融资渠道和更优惠的融资条件，这一点在我国经济体制下较为普遍。在这样的背景下，绿色信贷政策的实施可能会进一步扩大国有企业和非国有企业在融资方面的差异。本文根据企业的所有权性质将样本分组进行回归分析，旨在更深入地探讨绿色信贷政策对不同类型企业的影响差异。通过分组回归分析，可以更清晰地了解绿色信贷政策对国有企业和非国有企业的融资环境、绿色技术创新和生产效率等方面的影响，以及可能带来的结构性影响。研究结果如表 5.3 所示，将不同所有权性质的企业进行分组回归后，可以更准确地评估绿色信贷政策在不同类型企业中的实施效果。这有助于政府和金融机构更有针对性地制定和调整绿色金融政策，促进不同性质企业的绿色转型和可持续发展。同时，这也为进一步研究企业间在绿色金融政策影响下的差异提供了有益的参考和启示。

表 5.3 按所有权性质分组回归

	国有企业	非国有企业
DID	-0.095 (-1.51)	-0.149** (-2.06)
ROA	1.527** (2.26)	1.060*** (4.11)
Q	-0.015*** (-4.58)	0.003 (0.16)
WCR	-0.123 (-0.68)	-0.332* (-1.85)
CPA	-0.085* (-1.81)	0.006 (0.13)

续表5.3 按所有权性质分组回归

	国有企业	非国有企业
ROIC	-0.844*	-0.081
	(-1.81)	(-0.49)
Asset	-0.004	-0.007
	(-0.47)	(-0.80)
Growth	0.058	0.743***
	(0.52)	(2.88)
Constant	1.212***	0.648**
	(5.07)	(2.36)
Observations	1040	616
R-squared	0.067	0.160
Number of id	87	52
Company FE	YES	YES
Year FE	YES	YES

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号里的数值为t值。

根据表 5.3，国有企业的 DID 系数为-0.095，并未达到统计显著水平，这表明绿色信贷政策的颁布对国有企业的绿色全要素生产率影响不显著。相反，非国有企业的 DID 系数为-0.149，且在 5%的水平下显著，说明实施绿色信贷政策对非国有企业的绿色全要素生产率产生了显著的抑制效应。因此，本文得出结论，绿色信贷政策对非国有企业的绿色全要素生产率产生了负面影响，即假设 4 得到验证。本文猜测出现这一结果可能有两个原因。第一，国有企业在融资方面不仅能够受益于绿色信贷政策，而且还能享受其他更多的贷款政策和资源的优惠。第二，国有企业和非国有企业所处的外部制度环境存在差异，具体而言，国有企业更容易得到当地政府部门关注（舒利敏等，2022）。因此，在政策实施的背景下，国有企业和非国有企业在受到当地政府关注度方面存在显著差异，从而影响了它们在绿色信贷政策下的表现。

### 5.4.2 按不同地区分组回归

考虑到各区域经济状况与禀赋优势的差别及样本量的均衡，本部分依照国家统计局制定的区域划分方式，将我国的30个省（市、自治区）划分为东、中、西三个大区域。根据样本企业的注册地址，将它们归为东部、中部和西部三个区域，并将它们分别用于基准模型的回归分析。结果如表5.4所示。

表 5.4 按地区分组回归

	东部地区	中部地区	西部地区
DID	-0.179** (-2.30)	0.051 (0.59)	-0.010 (-0.11)
ROA	2.135*** (10.91)	1.252*** (3.07)	0.311** (2.24)
Q	-0.013*** (-4.99)	-0.022 (-1.07)	0.012 (0.65)
WCR	-0.239* (-1.81)	0.125 (0.52)	-0.751** (-2.34)
CPA	-0.048** (-2.20)	-0.222 (-1.33)	-0.117 (-1.68)
ROIC	-0.858*** (-4.09)	-0.652* (-1.75)	0.155 (1.57)
Asset	0.003 (0.46)	-0.010 (-0.65)	-0.006 (-0.56)
Growth	0.179** (2.42)	-0.089 (-0.24)	0.172 (1.17)
Constant	0.958*** (9.48)	1.609** (2.11)	1.233*** (4.87)
Observations	828	528	300
R-squared	0.150	0.071	0.153



续表5.4 按地区分组回归

	东部地区	中部地区	西部地区
Number of id	69	44	25
Company FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号里的数值为t值。

由表 5.4 可知，东部地区重污染企业 DID 系数为-0.179，在 5%的水平上显著，表明绿色信贷政策的实施对东部地区重污染企业绿色全要素生产率产生了显著的负面影响，这说明地区差异在绿色信贷政策实施效果上的重要性，尤其是在东部地区的影响表现更为显著。相反，中部和西部地区的绿色信贷政策效应未通过显著性检验（中部地区 DID 系数为 0.051，西部地区 DID 系数为-0.010）。这支持了研究假设 5。在东部地区，经济增长迅速，且重污染企业相对较多（样本中共有 69 家企业，其中 35 家为重污染企业）。这说明在东部地区，由于其较大的经济规模和相对集中的重污染企业，绿色信贷政策对重污染企业的影响更为显著。使得绿色信贷政策更显著地影响了企业的绿色全要素生产率。鉴于东部地区的经济增长速度和污染物排放量相对较高，当地政府更积极地努力平衡经济发展和环境保护。因此，绿色信贷政策的实施后，东部地区可能更主动地采取措施，推动重污染企业实施治污减排，以更有效地维护环境。因此，东部地区对绿色信贷政策的负面影响可能较中西部地区更为显著（惠献波，2022）。

## 5.5 调节效应检验

本文将从调节机制入手，实证分析绿色信贷政策和研发支出的交互效应如何作用于重污染企业的绿色全要素生产率，实证结果如表 5.5 所示。

表 5.5 第一列中，没有考虑研发支出和绿色信贷政策之间的交互作用，观察到 DID 系数为-0.100，并且在 5%的显著水平上，这与之前的结论一致，即绿色信贷政策对绿色全要素生产率产生了负面影响。然而，在第二列中，引入了研发支出和绿色信贷政策的交互项，观察到绿色信贷政策与研发支出的交互项系数为 0.033，并在显著性水平上达到了 10%。这意味着在企业进行研发支出的情况下，其可能更能够应对绿色信贷政策对生产率的负面影响。这一结果为我们提供了在探讨企业研发策略和环保政策互动关系时的新视角。换句话说，那

些增加了研发支出的企业更有可能从绿色信贷政策中获得好处，这符合假设 6。本文推测出现这个结果的原因可能是，研发支出在提升企业创新能力和技术水平方面发挥了积极作用，通过增加研发投入，企业能够更好地适应环境保护要求和绿色技术的应用，从而增强了其绿色全要素生产率。此外，研发支出还能够改善企业的内部管理和技术创新流程，提高其在绿色转型过程中的适应能力。

调节机制回归结果强调了研发支出在绿色信贷政策实施中的重要性。政府和企业应当共同重视和加强研发投入，鼓励企业加大创新力度，以提高其对绿色信贷政策的响应能力和受益程度。同时，政策制定者也应考虑在绿色信贷政策中进一步关注研发支出的引导和激励措施，以更好地推动重污染企业的绿色转型和可持续发展。

表 5.5 调节机制回归结果

变量	(1) GTFP	(2) GTFP
DID	-0.100** (-2.12)	-0.683* (-1.93)
M		-0.039** (-2.53)
DM		0.033* (1.78)
ROA	1.027*** (3.53)	1.057*** (3.55)
Q	-0.013*** (-3.10)	-0.014*** (-3.39)
CPA	-0.081** (-2.27)	-0.073* (-1.96)
ROIC	-0.304 (-1.65)	-0.371** (-2.11)
Asset	-0.006	-0.008

续表 5.5 调节机制回归结果

变量	(1)	(2)
	GTFP	GTFP
	(-0.92)	(-1.20)
Growth	0.156	0.177
	(1.44)	(1.61)
WCR	-0.179	
	(-1.33)	
Constant	1.157***	1.781***
	(6.29)	(5.24)
Observations	1,656	1,656
R-squared	0.074	0.075
Number of id	138	138
Industry FE	YES	YES
Year FE	YES	YES

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著, 括号里的数值为t值。

## 5.6 稳健性检验

### 5.6.1 更换测算模型

为了准确刻画绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率的影响, 本文参考陈琦(2021)的研究更换测算模型, 将 SBM-GML 指数模型更换为 CCR 模型, 重新测算实验组和对照组的绿色全要素生产率。表 5.6 为更换测算模型后绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率的影响结果。

表 5.6 更换测算模型后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	GTFP	GTFP	GTFP	GTFP
DID	-0.093** (-2.02)	-0.100** (-2.21)	-0.105** (-2.43)	-0.102** (-2.37)
ROA	0.477*** (3.50)	0.560*** (3.79)	0.988*** (3.84)	0.988*** (4.12)
Q	-0.011*** (-2.82)	-0.012*** (-3.08)	-0.009** (-2.30)	-0.010** (-2.29)
WCR		-0.293** (-2.28)	-0.235* (-1.71)	-0.225* (-1.67)
CPA		-0.065*** (-2.73)	-0.073*** (-2.93)	-0.043 (-1.54)
ROIC			-0.357** (-2.22)	-0.328** (-2.02)
Asset			0.002 (0.52)	0.001 (0.21)
Growth				0.154* (1.80)
Constant	1.003*** (81.95)	1.155*** (27.82)	1.126*** (13.30)	0.987*** (7.36)
Observations	1,656	1,656	1,656	1,656
R-squared	0.037	0.054	0.061	0.067
Number of id	138	138	138	138
Industry FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号里的数值为t值。

为使得稳健性检验的结果更可靠，本文将控制变量逐步加入模型，得到表 5.6 所呈现的结果。结合表 5.6 可得知：首先，在逐步加入全部的控制变量之后，模型中差分项 DID 的系数有一定的变动，但是变化并不大，其波动的范围在 $[-0.105, -0.093]$ 之间，说明本文的研究结论是较为可靠的；其次，在逐步引入控制变量的过程中，差分项 DID 的系数的显著性都是 5%，且判定系数  $R^2$  也有一定程度的提升。

在逐步引入控制变量的过程中，具体来看，在第（1）列中，控制了时间和地区效应以及控制了企业的资产总利润率和托宾 Q 值，结果显示，无论是否考虑不同的控制变量，双重差分交互项 DID 系数均在 5% 显著水平下为负。在不同模型中，DID 系数分别为：第（1）列为 $-0.093$ ，第（2）列（考虑企业的营运资金比率和资本密集度）为 $-0.100$ ，第（3）列（考虑企业的投入资本回报率和规模）为 $-0.105$ ，第（4）列（考虑企业的成长能力）为 $-0.102$ 。这说明政策的引入在一定程度上对参与企业的生产效率产生了负面的影响。这一结果与基准回归结果一致，因此基准回归结果可信。

### 5.6.2 更换计量模型

为了减少双重差分模型中可能存在的偏差和样本选择偏差，考虑到政策实施对象的非随机性，本研究进一步采用了 PSM-DID 模型进行稳健性检验。这一方法的主要目的是更加精确地估计绿色信贷政策对样本企业的影响，以确保研究结果的可靠性和准确性。在借鉴了刘晔等（2016）的研究基础上，本文采用 Logit 模型回归来估计倾向得分，以此来解决潜在的样本选择偏差。在 Logit 模型回归中，考虑了一系列企业特征，包括资产总利润率、托宾 Q 值、营运资金比率、资本密集度、投入资本回报率、企业成长能力等，这些特征能够全面反映企业的经营状况和特征。通过匹配估计，我们可以有效地减少可能存在的混杂因素，从而更加准确地评估绿色信贷政策对企业的影响。最后，本文将进行 DID 回归，并展示相关结果。这一步骤将进一步验证绿色信贷政策对企业绿色生产率的影响，以及这种影响的稳健性和可靠性。通过采用 PSM-DID 模型进行稳健性检验，本文可以更加充分地考虑到潜在的偏差来源，确保研究结果具有较高的可信度和解释力。

表 5.7 PSM-DID 数据平衡性检验

指标	类型	均值		标准化偏差/ %	标准化偏差变 化/%	t-test		V(T) / V(C)
		实验组	控制组			T 值	P> t	
资产总利润率	配对前	.0305	.02089	7.8		1.60	0.111	0.28*
	配对后	.03122	.03393	-2.2	71.8	-0.68	0.497	0.87*
托宾 Q 值	配对前	1.6968	2.1972	-22.0		-4.51	0.000	0.16*
	配对后	1.6977	1.7387	-1.8	91.8	-0.72	0.473	1.07
营运资金比率	配对前	.03835	.13803	-38.4		-7.81	0.000	0.97
	配对后	.04182	.04431	-1.0	97.5	-0.22	0.829	1.19*
资本密集度	配对前	1.9844	1.87	10.7		2.18	0.029	1.24*
	配对后	1.9819	1.9828	-0.1	99.2	-0.02	0.986	1.12
投入资本回报率	配对前	.05375	.04818	2.9		0.59	0.558	0.25*
	配对后	.05377	.0657	-6.1	-114.2	-2.22	0.027	1.56*
企业成长能力	配对前	.66499	.72876	-13.0		-2.66	0.008	0.65*
	配对后	.66578	.64617	4.0	69.3	0.96	0.337	1.13

表 5.8 PSM-DID 回归结果

变量	(1) GTC	(2) GEC	(3) GTFP
DID	-0.170*** (-4.03)	0.106*** (2.67)	-0.095* (-1.72)
ROA	0.057 (0.16)	0.683*** (2.67)	1.652** (2.19)
Q	0.004 (0.32)	0.005 (0.43)	0.015 (0.99)
WCR	0.030 (0.41)	-0.129 (-1.37)	-0.101 (-0.64)
CPA	-0.010 (-0.72)	-0.038* (-1.82)	-0.086* (-1.80)
ROIC	-0.022 (-0.11)	-0.064 (-0.42)	-0.588 (-1.23)
Asset	0.014*** (4.81)	-0.039*** (-6.05)	-0.009 (-1.06)
Growth	0.072 (1.34)	0.150** (2.25)	0.139 (0.85)
Constant	0.746*** (10.15)	1.508*** (13.62)	1.135*** (4.00)
Observations	1453	1453	1453
R-squared	0.235	0.247	0.235
Number of id	138	138	138
Company FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号里的数值为t值。

表 5.7 展示了进行倾向性匹配后的数据平衡性检验结果，结果显示在进行倾向性匹配得分后，样本的平衡性得到了显著改善。这意味着在匹配过程中成功地减少了样本之间的差异，使得各个变量的 t 统计量显著降低，达到了较高水平的平衡性。通过倾向性匹配，我们能够有效地解决潜在的样本选择偏差和混杂因素带来的问题，从而提高了研究的可信度和可靠性。这表明倾向性匹配是一种有效的方法，能够有效地提高研究结果的准确性和可解释性，为本文深入理解绿色信贷政策对企业的影响提供了重要保障。因此，可以得出结论，倾向性匹配是合理和可靠的方法。

根据表 5.8 的双重差分回归结果, 经过倾向匹配得分的样本显示, 绿色信贷政策的实施对重污染企业的绿色技术进步率产生了显著的负面影响。具体而言, 绿色技术进步率的 DID 系数为-0.170, 在显著水平 1%下具有统计显著性, 表明该政策的实施降低了重污染企业的绿色技术进步率。另一方面, 绿色信贷政策的实施对于重污染企业的绿色效率 (GEC) 产生了正面影响。GEC 的 DID 系数为 0.106, 在 1%的水平下显著, 表明该政策的实施有助于提高重污染企业的绿色效率水平。然而, 该政策的实施对于重污染企业的绿色全要素生产率 (GTFP) 产生了负面影响。GTFP 的 DID 系数为-0.095, 在显著水平 10%下显著, 表明该政策的实施会降低重污染企业的绿色全要素生产率。以上结果与基准回归结果一致, 表明基准回归结果的基本可靠性。借助双重差分回归和倾向匹配得分的结合分析, 本文更全面地评估了绿色信贷政策对于重污染企业的影响。这一分析结果对于深入理解政策效果、指导未来政策制定以及促进企业绿色转型具有重要意义。

### 5.6.3 安慰剂检验

为了降低遗漏变量的影响, 本文在基准回归中考虑了企业规模、成长能力等多个可能影响企业绿色全要素生产率的因素。然而, 即使这些因素被考虑在内, 仍然可能存在一些不可观测的因素对估计结果产生影响。为了解决这个问题, 本文借鉴了 Chetty 等 (2009) 和 La Ferrara 等 (2012) 的研究, 进行了安慰剂检验。这种方法可以进一步验证研究结果的可靠性, 确保研究结论的准确性。安慰剂检验的核心思想是利用一个与结果无关的虚假变量替代交互项, 并通过随机分配处理组和对照组来进行实验。为此, 本文随机指定一个绿色信贷政策发生的时间, 并在样本企业中随机选取一组作为处理组。然后重新估计模型, 并计算错误的估计系数。如果这个估计系数不显著, 就说明即使存在不可观测的因素, 基准估计结果仍然是可靠的。具体来说, 本文在 2010-2021 年的所有年份中随机产生一个绿色信贷政策发生的时间, 以此产生一个错误的估计系数  $\hat{\beta}^{random}$ , 再将这个过程重复 500 次和 1000 次, 产生 500 个  $\hat{\beta}^{random}$  和 1000  $\hat{\beta}^{random}$ , 这种方法可以有效地减轻遗漏变量的影响, 同时进一步验证研究结果的准确性。结果见图 5.2 和图 5.3, 经过安慰剂检验后, 本文发现无论是抽样 500 次还是 1000 次, 估计系数  $\hat{\beta}^{random}$  都集中在 0 附近并服从正态分布。这说明未观察到的因素几乎不会对估计结果产生重要影响, 进一步验证了基准回归结果的可靠性。因此, 本文认为研究结果是可信且有效的。



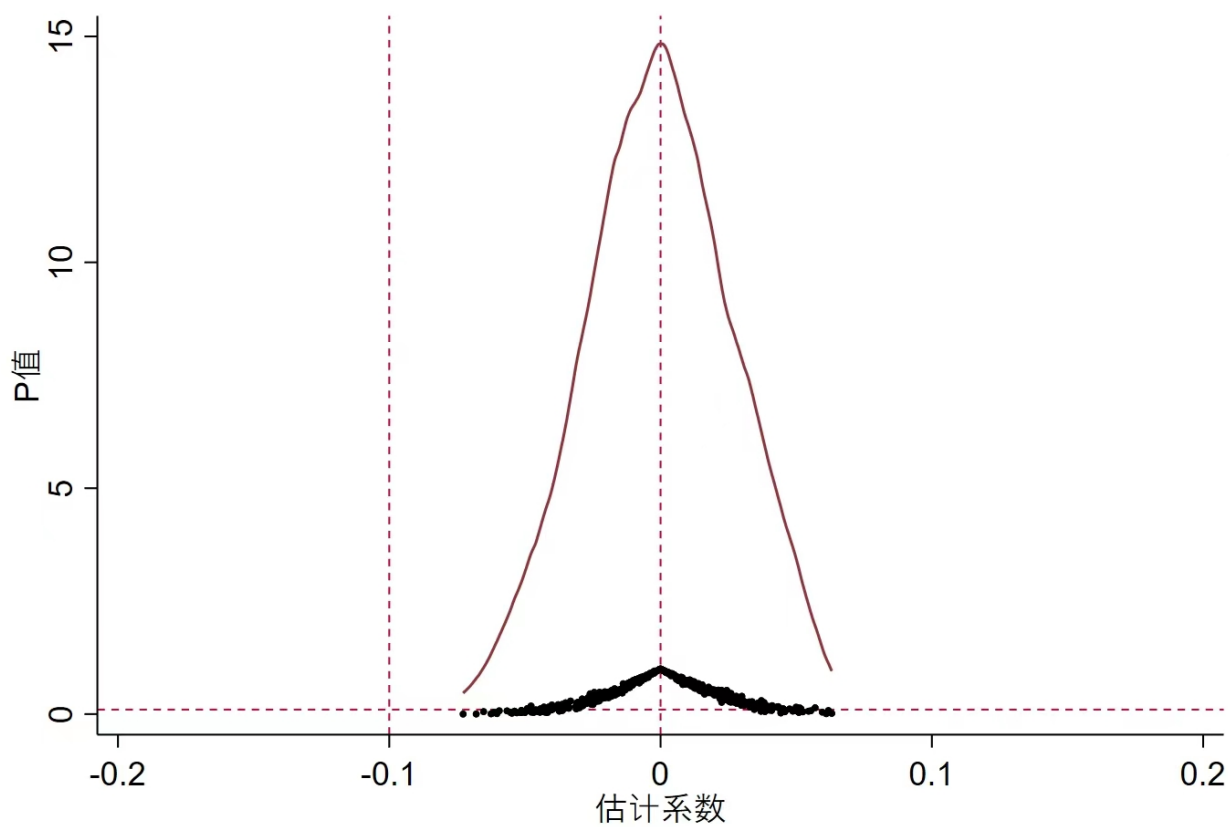


图 5.2 抽样 500 次的安慰剂检验

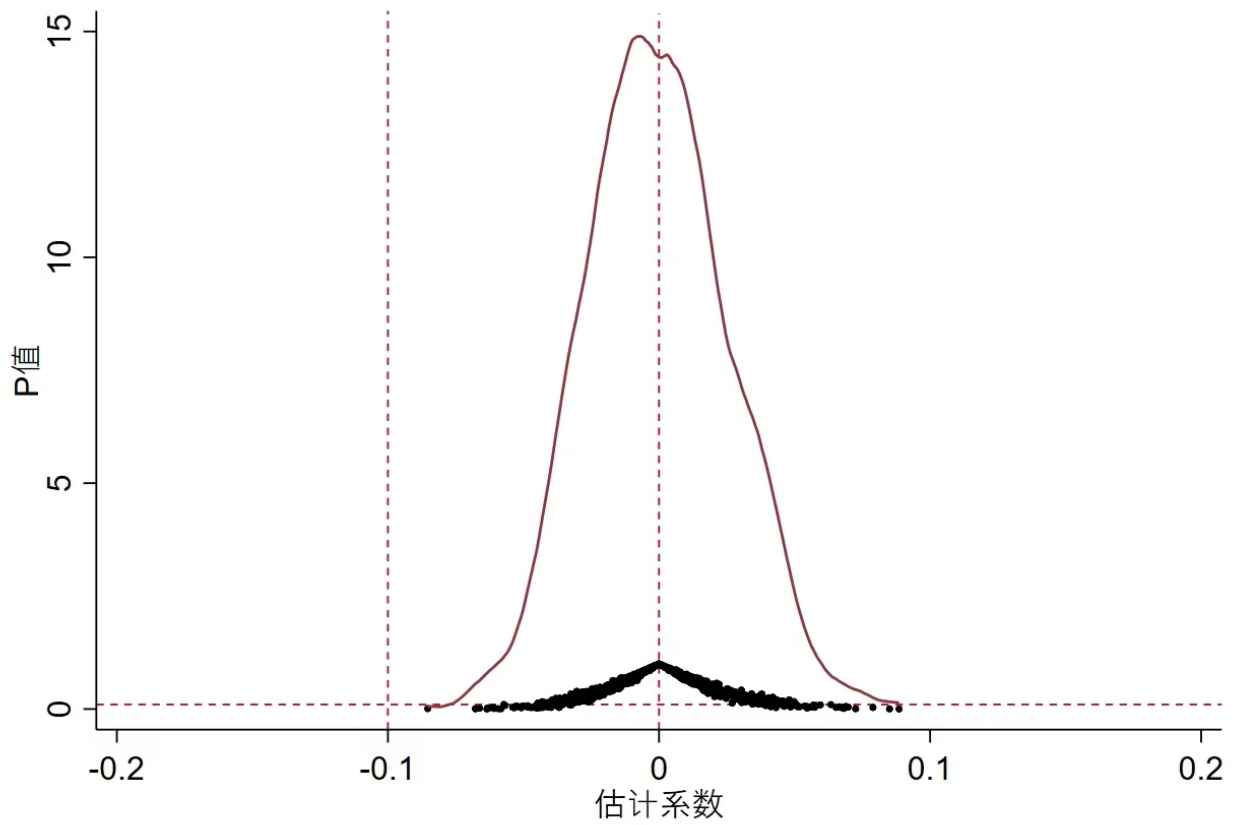


图 5.3 抽样 1000 次的安慰剂检验

## 6 结论与政策建议

### 6.1 结论

通过深入研究相关文献，本文以 2010-2021 年我国上市公司的面板数据为基础，综合信息不对称、信贷分配和波特假说等角度，采用 SBM-GML 指数模型测算了实验组和对照组企业的绿色全要素生产率。进一步，将其分解为绿色技术进步率和绿色效率，将绿色全要素生产率、绿色技术进步率和绿色效率作为被解释变量。以 2012 年原银监会颁布的《绿色信贷指引》政策为基础，采用双重差分模型，定量评估了绿色信贷政策对我国重污染企业的绿色全要素生产率的影响。同时，考虑了企业所有权和地区的异质性，探讨这些因素对绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率的影响。接着，把研发支出作为调节变量进行研究。这一综合性的研究框架有助于全面了解绿色信贷政策对重污染企业的影响，并深入研究了各种因素在这一过程中的调控作用。总体而言，本研究得出了一系列结论。

第一，根据本研究的结果，绿色信贷政策虽然提高了重污染企业的绿色效率，但却显著降低了它们的绿色技术进步率。因此，对于重污染企业的绿色全要素生产率来说，绿色信贷政策的负面影响超过了正面影响，从而产生了负面效果。然而，随着绿色信贷政策的不断完善和服务范围的扩大，企业有望获得更多的信贷支持，这将为它们的绿色发展和技术水平提供更大的空间。通过提供更多的金融资源和政策激励，政府可以鼓励企业加大对绿色技术创新和应用的投入，推动其绿色全要素生产率的提升。因此，随着企业逐渐认识到绿色发展的重要性，它们将更加重视绿色技术创新和环保生产，进而促进绿色全要素生产率的提高。总的来说，尽管绿色信贷政策在初期可能对重污染企业的绿色技术进步率产生了一定的负面影响，但随着政策的进一步完善和企业的积极响应，其潜在的积极效应将逐渐显现出来。通过政府、金融机构和企业共同努力，绿色信贷政策将更好地发挥作用，为促进企业绿色转型和可持续发展提供更为有力的支持和保障。

第二，绿色信贷政策在不同企业所有权性质下呈现差异效果。对于非国有重污染企业而言，绿色信贷似乎具有明显的制约作用，而在国有重污染企业中，其负面效应并不显著。研究推测，这种差异性可能部分源自于国有企业在绿色信贷支持的同时，还能够享受其他贷款政策和资源的优惠。由于国有企业具有更稳定的财务基础和政府支持，它们在获得绿色信贷支持的同时，还能够依靠其他贷款渠道获得资金，从而缓解了绿色信贷政策可能带来的限制和压力。相反，非国有企业面临着更为严格的贷款条件和更高的财务风险。由于它们通常需要更加自主地解决资金需求，并承担更大的财务风险，因此在绿色信贷政策的限制下，可能

会受到更大的影响和制约。这一情况可能导致非国有企业在绿色技术创新和环保投资方面受到阻碍，从而限制了其绿色全要素生产率的提升。综上所述，研究结果提出了对不同企业所有权性质下绿色信贷政策影响机制的重要思考。未来的研究可以进一步探讨不同类型企业在绿色信贷政策下的行为差异，以更好地指导政府和金融机构制定差异化的政策措施，促进企业绿色转型和可持续发展。

第三，绿色信贷政策实施效果因地区经济发展水平差异而不同。或许是因为东部地区经济水平相对较高，导致该地区拥有更多数量的重污染企业。同时由于经济繁荣引发的环境压力更大。因此，绿色信贷政策在东部地区实施时，更为强烈地对重污染企业实施了抑制作用，以促使其更加积极地采取环保措施。相比之下，中西部地区的经济发展水平相对较低，可能对环境产生的压力相对较小，因此绿色信贷政策在这两个地区的实施影响并不显著。据此，这或许是因为东部地区的经济迅速发展，导致该地区拥有更多数量的重污染企业。因此，本文认为在绿色信贷政策实施后，东部地区的重污染企业可能面临更大的环保压力和治理要求，因此可能会更积极地申请绿色信贷以加快治污减排，保护环境。这可能是造成东部地区企业绿色全要素生产率受到更强负面影响的原因。相比之下，中西部地区的重污染企业数量较少，环保治理压力相对较小，因此绿色信贷政策对企业绿色全要素生产率的影响不明显。

第四，在基于调节效应模型，本文探讨了绿色信贷政策和研发支出的交互效应如何作用于重污染企业的绿色全要素生产率，研究发现研发支出减弱了绿色信贷政策对重污染企业绿色全要素生产率的抑制作用，换句话说，通过加大对研发支出的投入，企业能够更好地适应绿色技术创新的需求，提高环保生产水平，进而从绿色信贷政策中获益。这一发现为进一步完善绿色信贷政策提供了重要参考，表明在政策实施过程中应重点支持和鼓励企业增加研发投入，以促进绿色技术的创新和应用，进而推动重污染企业的绿色转型和可持续发展。

## 6.2 政策建议

基于本文研究结论，现提出以下三点建议：

第一，强化绿色信贷政策的约束力。考虑到当前的绿色信贷政策下，重污染企业可能只是通过“绿色”贷款获得更低的利率，但并没有真正采取行动来改善其环保生产方式。因此，政府可以加强监管力度，要求重污染企业在获得绿色贷款的同时，必须遵守一系列环境标准和限制条件，比如实施清洁生产、减少污染排放等。如果企业不能达到这些要求，政府可以暂停或取消它们的绿色贷款资格，以此促进企业实施绿色生产。

第二，制定更具针对性的绿色信贷政策。当前的绿色信贷政策过于笼统，考虑到我国地区经济发展水平的不平衡以及企业个体的差异性，本文得出我国东部地区的重污染企业以及非国有重污染企业的绿色全要素生产率更易受到绿色信贷政策的抑制。因此，政府可以制定更具针对性的绿色信贷政策，为不同地区、不同性质的企业提供更精准的环保支持和激励措施，以此推动企业实施绿色生产，提高企业的绿色全要素生产率。

第三，加大对重污染企业研发资金的支持。绿色信贷政策通过增加重污染企业的融资难度迫使其加速绿色转型。然而，研究发现，对于那些增加了研发支出的企业而言，它们更有可能减轻绿色信贷政策对其绿色全要素生产率的抑制效应。因此，仅依赖绿色信贷政策的限制性贷款可能使重污染企业陷入“贷款难-经营差-转型难”的困境。为实现绿色发展目标，政府需采取更多措施，加强对重污染企业研发创新的支持。通过提供更全面的帮扶，政府可以激发企业内在的转型动力，帮助其更有效地适应绿色发展的需求。这样的政策举措有望在根本上推动企业迈向绿色发展，避免陷入负面循环。

## 参考文献

- [1] Banker RD, Charnes A, Cooper WW. "Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis." *Management Science*, 1984, 30(9): 1078-1092.
- [2] Biesebroeck J V. Firm size matters: Growth and productivity growth in African manufacturing[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2015, 53:545-538.
- [3] Blundell R, Bond S. GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions[J]. *Econometric Reviews*, 2007, 19(3):321-340.
- [4] Bond S, Elston J A, Mairesse J, Mulkay B. Financial factors and investment in Belgium, France, Germany, and the United Kingdom: A comparison using company panel data[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2003, 85(1):153-165.
- [5] Chanda A, Dalgaard C J. Dual economies and international total factor productivity differences: Channelling the impact from institutions, trade, and geography[J]. *Economica*, 2008, 75(300):629-661.
- [6] Cheng Q, Lai X, Liu Y, et al. The influence of green credit on China's industrial structure upgrade: Evidence from industrial sector panel data exploration[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(1):1-15.
- [7] Conrad K, Wastl D. The impact of environmental regulation on productivity in German industries[J]. *Empirical Economics*, 1995, 20(4):615-633.
- [8] Cowan E. "Topical Issues in Environmental Finance." *EEPSEA Special and Technical Paper*, 1998, 43(3).
- [9] Griliches, Z. "R&D and productivity: measurement issues and econometric results." *Science*, 1987, 237(4810): 31-35.
- [10] Hamamoto M. "Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries." *Resource & Energy Economics*, 2006, 28(4): 299-312.
- [11] King G. Robert, Levine Ross. "Finance and growth: Schumpeter might be right." *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3): 717-737.
- [12] La Ferrara E, Chong A, Duryea S. "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil." *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4(4): 1-31.
- [13] Manello A. "Productivity growth, environmental regulation and win-win opportunities: The case of chemical industry in Italy and Germany." *European Journal of Operational Research*, 2017, 262(2): 733-743.
- [14] Porter M E, Linde C V D. "Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship." *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.

- [15] Porter M E. "America's green strategy." *Scientific American*, 1991, 264(4): 193-246.
- [16] OH D H. "A global Malmquist-Luenberger productivity index." *Journal of Productivity Analysis*, 2010, 34(3): 183-197.
- [17] Solow R M. Technical change and the aggregate production function[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1957, 39(3):312-320.
- [18] Sanchez-Vargas A, Mansilla-Sanchez R, Aguilar-Ibarra A. An empirical analysis of the nonlinear relationship between environmental regulation and manufacturing productivity[J]. *Journal of Applied Economics*, 2013, 16(2):357-372.
- [19] Wang H, Shen L, Liu C, Han H. "Industries TFP and environmental regulation cost analysis using Malmquist Luenberger." *International Journal of Hybrid Information Technology*, 2016, 9(2): 37-46.
- [20] Wooldridge JM. On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservable[J]. *Economics Letters*, 2009, 104(3):112-114.
- [21] Zhang Y. Dynamic research on total factor productivity of China's ocean economy[J]. *Journal of Coastal Research*, 2019,98(1):227-230.
- [22] Zhao X, Lynch JG, Chen Q. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis[J]. *Journal of Consumer Research*, 2010, 37:197-206.
- [23] 白珂. 环境规制、低碳技术创新与工业绿色全要素生产率[J]. *技术经济与管理研究*, 2023, (02): 30-36.
- [24] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. *统计研究*, 2016, 33 (03): 53-62.
- [25] 蔡乌赶, 周小亮. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J]. *经济学家*, 2017, (09): 27-35.
- [26] 程文先, 钱学锋. 数字经济与中国工业绿色全要素生产率增长[J]. *经济问题探索*, 2021, (08): 124-140.
- [27] 陈琪. 中国绿色信贷政策落实了吗——基于“两高一剩”企业贷款规模和成本的分析[J]. *当代财经*, 2019, (03): 118-129.
- [28] 陈幸幸, 史亚雅, 宋献中. 绿色信贷约束、商业信用与企业环境治理[J]. *国际金融研究*, 2019, (12): 13-22.
- [29] 戴魁早, 骆著函. 环境规制、政府科技支持与工业绿色全要素生产率[J]. *统计研究*, 2022, 39 (04): 49-63.

- [30]冯严超, 王晓红, 胡士磊. FDI、OFDI 与中国绿色全要素生产率——基于空间计量模型的分析[J]. 中国管理科学, 2021, 29 (12): 81-91.
- [31]顾雪松, 安晓冉, 侯语珂. 融资约束还是转型激励?——绿色信贷对我国重污染企业 TFP 的影响研究[J]. 财经理论与实践, 2023, 44 (04): 26-33.
- [32]胡荣才, 张文琼. 开展绿色信贷会影响商业银行盈利水平吗?[J]. 金融监管研究, 2016, (07): 92-110.
- [33]何德旭, 张雪兰. 对我国商业银行推行绿色信贷若干问题的思考[J]. 上海金融, 2007, (12): 4-9.
- [34]惠献波. 绿色信贷政策、金融资源配置与企业绿色全要素生产率——基于我国重污染企业的证据[J]. 西南金融, 2022, (10): 65-77.
- [35]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, (04): 62-75.
- [36]丁宁, 任亦依, 左颖. 绿色信贷政策得不偿失还是得偿所愿?——基于资源配置视角的 PSM-DID 成本效率分析[J]. 金融研究, 2020, (04): 112-130.
- [37]孔东民, 王亚男, 代昀昊. 为何企业上市降低了生产效率?——基于制度激励视角的研究[J]. 金融研究, 2015, (07): 76-97.
- [38]刘海英. 企业环境绩效与绿色信贷的关联性——基于采掘服务、造纸和电力行业的数据样本分析[J]. 中国特色社会主义研究, 2017, (03): 85-92.
- [39]刘传江, 张劲辉, 李雪. 绿色信贷政策提升了中国重污染行业的绿色全要素生产率吗?[J]. 国际金融研究, 2022, (04): 3-11.
- [40]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, (01): 174-192.
- [41]吕康娟, 程余, 范冰洁. 环境规制对中国制造业绿色全要素生产率的影响分析[J]. 生态经济, 2017, 33 (04): 49-52.
- [42]李凯风, 夏勃勃, 郭兆旋. 金融错配、环境规制与工业绿色全要素生产率[J]. 统计与决策, 2021, 37 (18): 145-148.
- [43]刘和旺, 左文婷. 环境规制对我国省际绿色全要素生产率的影响[J]. 统计与决策, 2016, (09): 141-145.
- [44]刘强, 王伟楠, 陈恒宇. 《绿色信贷指引》实施对重污染企业创新绩效的影响研究[J]. 科研管理, 2020, 41 (11): 100-112.



- [45]罗骞. 绿色信贷政策与“两高一剩”企业全要素生产率研究与展望[J]. 金融文坛, 2023, (06): 138-141.
- [46]李广子, 刘力. 债务融资成本与民营信贷歧视[J]. 金融研究, 2009, (12): 137-150.
- [47]刘晔, 张训常, 蓝晓燕. 国有企业混合所有制改革对全要素生产率的影响——基于PSM-DID方法的实证研究[J]. 财政研究, 2016, (10): 63-75.
- [48]吕越, 陆毅, 吴嵩博, 王勇. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019, 54 (09): 187-202.
- [49]李斌, 祁源, 李倩. 财政分权、FDI与绿色全要素生产率——基于面板数据动态GMM方法的实证检验[J]. 国际贸易问题, 2016, (07): 119-129.
- [50]钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 曹夏平. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018, (08): 42-59.
- [51]任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 陈晓红. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019, (05): 5-23.
- [52]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.
- [53]孙冬营, 吴星妍, 顾嘉榕, 许玲燕, 王慧敏. 长三角城市群工业企业绿色全要素生产率测算及其影响因素[J]. 中国科技论坛, 2021, (12): 91-100.
- [54]苏科, 周超. 人力资本、科技创新与绿色全要素生产率——基于长江经济带城市数据分析[J]. 经济问题, 2021, (05): 71-79.
- [55]盛丹, 张国峰. 两控区环境管制与企业全要素生产率增长[J]. 管理世界, 2019, 35 (02): 24-42+198.
- [56]宋马林, 金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究, 2016, 51 (12): 47-61.
- [57]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, (04): 12-22.
- [58]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.
- [59]万伦来, 朱琴. R&D投入对工业绿色全要素生产率增长的影响——来自中国工业1999—2010年的经验数据[J]. 经济学动态, 2013, (09): 20-26.

- [60]徐秋艳, 刘浩冬. 绿色信贷、产业结构优化与绿色全要素生产率[J]. 现代经济探讨, 2024, (02): 93-108.
- [61]夏建红, 刘松, 丁晨峰, 陶鑫庆. 环境规制与绿色全要素生产率: 促进还是抑制? [J]. 经济问题, 2024, (04): 60-67.
- [62]余硕, 王巧, 张阿城. 技术创新、产业结构与城市绿色全要素生产率——基于国家低碳城市试点的影响渠道检验[J]. 经济与管理研究, 2020, 41 (08): 44-61.
- [63]尹子擘, 孙习卿, 邢茂源. 绿色金融发展对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 统计与决策, 2021, 37 (03): 139-144.
- [64]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.
- [65]喻旭兰, 周颖. 绿色信贷政策与高污染企业绿色转型: 基于减排和发展的视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40 (07): 179-200.
- [66]周晓辉, 刘莹莹, 彭留英. 数字经济发展与绿色全要素生产率提高[J]. 上海经济研究, 2021, (12): 51-63.
- [67]蔺鹏, 孟娜娜. 环境约束下京津冀区域经济发展质量测度与动力解构——基于绿色全要素生产率视角[J]. 经济地理, 2020, 40 (09): 36-45.
- [68]颀茂华, 王瑾, 刘冬梅. 环境规制、技术创新与企业经营绩效[J]. 南开管理评论, 2014, 17 (06): 106-113.
- [69]曾海舰, 苏冬蔚. 信贷政策与公司资本结构[J]. 世界经济, 2010, 33 (08): 17-42.
- [70]章尹赛楠, 李青原, 李昱. 不破不立: 绿色信贷政策下重污染企业的应对[J]. 经济评论, 2023, (05): 34-52.
- [71]张杰, 刘元春, 翟福昕, 芦哲. 银行歧视、商业信用与企业发展[J]. 世界经济, 2013, 36 (09): 94-126.

## 后记

蓦然回首，岁月如梭，七年求学梦，心怀感激愁。蓝田种玉树，未来共辉煌。