

# “双碳”目标下绿色金融对重污染企业高质量发展的影响研究

## ——基于绿色创新能力的路径分析

赵晨曦

贵州财经大学应用经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年6月12日; 录用日期: 2025年6月24日; 发布日期: 2025年7月29日

### 摘要

本文以“双碳”目标为背景, 探究绿色金融对重污染企业高质量发展的影响及其作用机制。研究发现: 绿色金融能够显著提升企业全要素生产率, 直接推动重污染企业高质量发展; 同时, 其作用通过增强绿色创新能力的路径实现。异质性分析表明, 绿色金融对国有企业及东部与中部地区企业的促进作用更为显著, 而西部地区因基础设施薄弱与产业路径依赖未达预期效果。

### 关键词

绿色金融, 重污染企业, 绿色创新

# Research on the Impact of Green Finance on the High-Quality Development of Heavy Pollution Enterprises Under the “Dual Carbon” Goals

## —A Path Analysis Based on Green Innovation Capability

Chenxi Zhao

School of Applied Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang Guizhou

Received: Jun. 12<sup>th</sup>, 2025; accepted: Jun. 24<sup>th</sup>, 2025; published: Jul. 29<sup>th</sup>, 2025

## Abstract

Against the backdrop of the “dual carbon” goals, this paper explores the impact of green finance on the high-quality development of heavy pollution enterprises and its underlying mechanisms. The study finds that green finance can significantly enhance total factor productivity, directly promoting the high-quality development of heavy pollution enterprises. Meanwhile, this effect is achieved through the pathway of strengthening green innovation capability. Heterogeneity analysis reveals that green finance has a more pronounced promoting effect on state-owned enterprises and enterprises in the eastern and central regions, while its impact in the western region falls short of expectations due to weak infrastructure and industrial path dependence.

## Keywords

Green Finance, Heavy Pollution Enterprises, Green Innovation

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

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

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



Open Access

## 1. 引言

在全球绿色转型背景下，重污染企业面临“支柱产业”与“污染源头”的双重矛盾：既支撑能源就业，又因“高能耗、高污染、高排放”的路径依赖加剧环境压力。破解这一路径依赖，推动其向创新低碳转型，成为学术界关键的战略议题。然而，在中国“双碳”目标加速推进、绿色金融政策密集出台的背景下，重污染企业仍普遍陷入“转型意愿不足、能力缺失与资源约束”的三重困境，其高质量发展进程呈现显著的行业异质性与区域不平衡性。这一矛盾凸显了探究绿色金融作用边界的必要性：如何打通“绿色金融-重污染企业高质量发展”的作用链？外部制度与企业能力如何协同推动转型？本文旨在揭示绿色金融对重污染企业发展的影响机制，为实践与政策提供依据。

现有研究在绿色金融与重污染企业治理方面成果丰富，但对其驱动高质量发展的机理探讨仍不足。微观实证表明，环境规制工具对企业投融资行为存在差异化影响：以《绿色信贷指引》为例的政策工具通过信贷约束机制显著缩减污染性企业的债务融资规模与固定资产投资[1]。值得注意的是，政策效果呈现显著行业异质性——相较于重污染企业，环保类企业更能借助绿色金融实现融资规模扩张与创新效率提升[2]。在作用机制层面，研究揭示出多维度传导路径：既可通过改善融资环境激励企业研发投入[3]，又能借助外资引入与成本控制等渠道优化资源配置[4][5]。宏观研究发现环境金融与经济发展质量存在非线性关联，当绿色金融指数跨越特定阈值后，其对绿色全要素生产率的边际贡献呈现倍增效应[6]。理论模型构建方面，学者通过内生增长框架论证了绿色技术革新在金融支持与经济增长质量间的桥梁作用，强调针对污染行业技术升级的金融服务具有特殊价值[7]。区域研究则表明政策效果存在空间差异，绿色金融对东部地区高质量发展的促进作用明显强于中西部，这种差异与区域研发投入强度密切相关[8]。

重污染企业发展与环境政策的互动关系同样也多样化。研究表明，企业环保绩效与融资成本存在关联性，但政策效果呈现所有制差异——国企可通过环境治理优化获取信贷资源倾斜及融资成本优势，而该机制在非国企中尚未显现[9]。绿色信贷政策被证实具有双重效应：既通过优化治理结构激励企业创新投入[10]，也受制于区域制度环境差异，尤其在知识产权保护薄弱地区，创新质量提升效果受限[11][12]。

数字化转型研究揭示新路径：重污染企业的数字化进程通过强化信息交互与知识管理能力，显著促进绿色技术研发[13]。绿色金融工具的作用路径呈现阶段性特征——信贷政策更倾向引导长期转型投资，而对末端治理的短期投入激励不足[14]。外部监督机制研究则表明，媒体关注通过三重机制驱动企业创新：既形成创新激励效应，又发挥环境行为约束功能，同时塑造绿色发展理念，其中国企对媒体正向报道的响应尤为显著[15]。

本文的边际贡献如下：首先，聚焦重污染企业高质量发展路径，揭示绿色金融在其中的关键作用，为中国经济绿色转型提供新视角。其次，拓展绿色金融研究范畴，填补其在重污染企业应用的研究空白，丰富绿色金融理论体系。最后，创新性地从绿色创新维度剖析绿色金融的作用机理，通过理论与实证分析阐明其激励创新、推动发展的路径，为实践提供新启示。

## 2. 理论分析与假设提出

### 2.1. 基本假设

绿色金融是为推动绿色经济发展而设计的一系列金融活动，它涵盖政策安排与金融工具创新。一方面，它包括绿色信贷政策、绿色金融改革创新试验区等政策支持；另一方面，也涉及绿色债券、绿色基金等金融工具的创新。绿色金融通过多方面的机制对重污染企业的高质量发展产生了重要影响。具体而言，绿色金融的差异化信贷政策首先形成融资约束效应，倒逼企业削减污染性资产并定向增加绿色技术投资。这一过程不仅缓解了企业的融资压力，还通过资源重新配置，推动企业将更多资金投入绿色技术研发[16]。在此过程中，绿色技术嵌入生产体系引发的创新补偿效应重构企业生产函数，使其环境治理成本转化为可持续竞争优势[17]。这种创新补偿效应不仅提升了企业的生产效率，还通过绿色技术创新降低了企业的环境风险[18]，从而增强企业的市场竞争力[19]。此外，为满足绿色金融认证标准，企业主动构建绿色合作网络，通过知识溢出与资源互补提升系统效率。这种协同效应不仅优化了企业的资源配置，还通过产业链上下游的绿色合作，推动了整个行业的绿色转型[20]。综上所述，绿色金融通过融资约束效应、创新补偿效应以及协同效应，形成了一个动态的促进机制，推动重污染企业实现高质量发展。由此，本文提出第一个假设：

**假设一：**绿色金融有助于重污染企业高质量发展。

### 2.2. 作用机制假设

绿色金融工具的短期实施往往引发信贷收缩效应，显著推高污染密集型企业的运营成本与环保合规开支[1] [14]，并可能对创新研发投入形成资源挤占。但是依据波特假说理论，适度的环境监管政策可能触发创新激励效应，企业通过技术革新提升生产效率，不仅能平衡合规成本压力，还可实现盈利能力跃升[21]。在此理论框架下，污染型企业面临双重路径选择：采取末端治理技术满足短期合规要求，或推进绿色技术革新实现可持续发展[22]。长期视角分析显示，依赖末端治理模式将导致持续性成本攀升，难以破解企业环境效益与经济效益的恶性循环。尽管绿色金融推升融资约束压力，但企业通过战略转型，从被动合规转向主动环境管理[23]，并强化绿色技术投资[24]，进而触发创新性收益补偿机制[25]，这种转型路径已得到实证支持[10]。绿色金融虽短期加剧融资约束并挤占研发资源，长期通过倒逼企业战略转型，从被动合规转向主动环境管理，同时强化绿色技术投资，触发创新补偿效应，最终提升企业创新能力。

此外，从信号传递的角度来看，政府大力倡导企业绿色转型，并出台了一系列相关政策，引导社会资本向绿色经济注入更多资金，推动绿色经济的可持续发展。那些对环境造成危害的重污染企业往往会受到银行的歧视，面临较高的借贷利率，这类企业可能会成为其他重污染企业的警示，促使它们改变生产模式，主动进行绿色转型[26]。此外，绿色金融政策向全社会传递了环保信号，使得重污染企业更容易

受到各行业的压力，无论是政府的调控还是公众的舆论引导，都会对重污染企业产生负面影响，从而使其环境问题更加受到关注，促使企业积极应对环境治理。为了减少或消除这些负面效应，重污染企业必须积极进行技术改造，消除环境负面效应带来的影响，树立良好的企业形象，以适应外部环境的变化和政策要求，最终实现高质量发展[27]。绿色创新能力通过倒逼重污染企业突破传统生产模式，推动绿色技术升级和环境治理转型，有效化解政策约束与市场压力。同时，该能力帮助企业重塑环保形象、获取金融支持，最终实现经济效益与环境效益的双赢，促进重污染企业高质量发展。

由此，本文提出第二个假设：

**假设二：**绿色金融能够推动重污染企业提升绿色创新能力，进而助力其实现高质量发展。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 数据来源

本研究以 2012~2023 年中国 A 股重污染行业上市公司为研究对象，重污染企业样本筛选依据为证监会 2012 版《上市公司行业分类指引》，选取行业代码为 B06-B09、C17、C19、C22、C25-C26、C28-C32 及 D44 的上市公司。数据采集和处理流程如下：(1) 省级绿色金融指标通过国家统计局、中国人民银行等政府机构官网及省级统计年鉴、环境公报等官方出版物获取，采用熵值法进行综合测算；(2) 企业财务数据取自 CSMAR 经济金融研究数据库；(3) 数据进一步处理：① 排除金融行业上市公司；② 剔除被标记为 PT、ST、\*ST 的特殊处理企业；③ 过滤关键变量缺失的观测样本。为控制异常值干扰，对主要连续变量实施 1%与 99%分位数的缩尾处理。最终获得 5139 个企业年度观测值。

#### 3.2. 主要变量定义

##### 1. 被解释变量

本文采用全要素生产率(TFP)作为企业高质量发展的核心测度指标，具体测算采用 Levinsohn-Petrin 半参数估计法(LP 法) [28] [29]，该方法通过控制同步性偏差和选择性偏误提升估算精度。此外，稳健性检验参照文献的研究设计[30]，分别采用 OP 法和 OLS 法重新估算 TFP 指标，通过多方法对比验证结论可靠性。

##### 2. 解释变量

绿色金融(GFin)：本文参考现有文献[31] [32]，并结合绿色金融的内涵与本质，选取绿色信贷、绿色投资、绿色保险、绿色债券、绿色支持、绿色基金、绿色权益七个指标来构建绿色金融发展指数，并采用熵值法进行测算。具体构造体系见表 1。

**Table 1.** Composition of green financial indicators

**表 1.** 绿色金融指标构成

| 总指标  | 一级指标 | 二级指标             | 计算方式                     |
|------|------|------------------|--------------------------|
| 绿色金融 | 绿色信贷 | 环保项目信贷占比         | 该省环保项目信贷总额/全省信贷总额        |
|      | 绿色投资 | 环境污染治理投资占 GDP 比重 | 环境污染治理投资/GDP             |
|      | 绿色保险 | 环境污染责任保险推广程度     | 环境污染责任保险收入/总保费收入         |
|      | 绿色债券 | 绿色债券发展程度         | 绿色债券发行总额/所有债券发行总额        |
|      | 绿色支持 | 财政环境保护支出占比       | 财政环境保护支出/财政一般预算支出        |
|      | 绿色基金 | 绿色基金占比           | 绿色基金总市值/所有基金总市值          |
|      | 绿色权益 | 绿色权益发展深度         | 碳交易、用能权交易、排污权交易/权益市场交易总额 |

### 3. 控制变量

本文参照已有文献[1] [10], 选取的控制变量有: 企业规模(Size)、负债水平(Lev)、企业年龄(Age)、资产收益率(Roa)、托宾 Q 值(TQ)、经营现金流(Cfo)、产权性质(State)、两职合一(Dual)、独立董事比例(Indep)、股权集中度(Share)。主要变量具体定义见表 2。

Table 2. Main variables definition

表 2. 主要变量定义

| 变量    | 变量定义   | 构建方法                                 |
|-------|--------|--------------------------------------|
| TFP   | 全要素生产率 | LP 方法                                |
| GFin  | 绿色金融   | 熵值法测算                                |
| Size  | 企业规模   | 企业总资产取对数                             |
| Lev   | 负债水平   | 总负债/总资产                              |
| Age   | 企业年龄   | 当年年份-企业成立年份                          |
| Roa   | 资产收益率  | 净利润/总资产                              |
| TQ    | 托宾 Q 值 | (流通市值 + 非流通面值)/(总资产 - 无形资产净额 - 商誉净额) |
| Cfo   | 经营现金流  | 经营活动现金流净额/总资产                        |
| State | 产权性质   | 国有企业为 1, 反之为 0                       |
| Dual  | 两职合一   | 若董事长和总经理为同一人时为 1, 反之为 0              |
| Indep | 独立董事比例 | 独立董事人数/董事人数                          |
| Share | 股权集中度  | 前十大股东持股比例                            |

### 3.3. 模型设定

本文构建控制企业个体及年度双重固定效应的多元回归模型, 以检验绿色金融对重污染企业高质量发展的影响效应:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GFin_{i,t} + \beta_k Control_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $i$ 、 $t$  分别表示上市企业和时间;  $TFP_{i,t}$  为企业高质量发展的代理变量;  $GFin_{i,t}$  为本文的核心解释变量, 代表绿色金融指数;  $Control_{i,t}$  为一系列控制变量;  $\delta_i$ 、 $\gamma_t$  分别为个体、时间固定效应;  $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。

### 3.4. 描述性统计

表 3 为相关变量描述性统计。由表 3 可知, 全要素生产率(TFP)的均值为 8.411、标准差为 0.957, 最小值和最大值分别为 4.403 和 11.51, 说明不同重污染企业的发展水平存在较大差异。绿色金融水平(GFin)的均值为 0.583、标准层为 0.191, 最小值和最大值分别为 0.0668 与 0.928, 说明不同地区之间绿色金融水平存在较大差异。

## 4. 实证分析

### 4.1. 基准回归结果及分析

表 4 汇报了绿色金融对重污染企业高质量发展影响的回归结果。其中, 列(1)是绿色金融对重污染

**Table 3.** Descriptive statistics**表 3.** 描述性统计

| 变量     | 样本数  | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值   |
|--------|------|--------|--------|--------|-------|
| TFP_LP | 5139 | 8.411  | 0.957  | 4.403  | 11.51 |
| GFin   | 5139 | 0.583  | 0.191  | 0.0668 | 0.928 |
| Size   | 5139 | 22.45  | 1.367  | 18.37  | 28.64 |
| Lev    | 5139 | 0.438  | 0.201  | 0.0140 | 0.996 |
| Age    | 5139 | 3.034  | 0.287  | 1.609  | 3.850 |
| Roa    | 5139 | 0.0335 | 0.0668 | -0.965 | 0.590 |
| TQ     | 5139 | 1.800  | 1.306  | 0.509  | 38.78 |
| Cfo    | 5139 | 0.0595 | 0.0679 | -0.670 | 0.664 |
| State  | 5139 | 0.401  | 0.490  | 0      | 1     |
| Dual   | 5139 | 0.249  | 0.432  | 0      | 1     |
| Indep  | 5139 | 0.373  | 0.0536 | 0.231  | 0.667 |
| Share  | 5139 | 0.566  | 0.153  | 0.0359 | 0.986 |

**Table 4.** Baseline regression results**表 4.** 基准回归结果

| 变量             | (1)<br>TFP_LP         | (2)<br>TFP_LP         |
|----------------|-----------------------|-----------------------|
| GFin           | 0.348***<br>(3.247)   | 0.328***<br>(4.064)   |
| Control        | N                     | Y                     |
| 个体固定           | Y                     | Y                     |
| 时间固定           | Y                     | Y                     |
| cons           | 7.965***<br>(143.253) | -2.992***<br>(-8.862) |
| N              | 5139                  | 5139                  |
| R <sup>2</sup> | 0.370                 | 0.644                 |
| F              | 205.659               | 343.840               |

注：括号内为 t 值；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 水平显著；下同。

企业高质量发展的回归结果。列(2)是在列(1)的基础上加入了控制变量的回归结果。可以看出，在双向固定效应模型下，无论是否加入企业层级控制变量，GFin 的系数均显著为正，加入控制变量后，绿色金融对重污染企业高质量发展的影响的回归系数为 0.328，并在 1% 的水平下显著，说明绿色金融显著促进了重污染企业的高质量发展。研究假设 1 得到初步验证，即绿色金融有助于重污染企业高质量发展。

## 4.2. 稳健性检验

### 1. 替换被解释变量

基准回归中，本文以 LP 方法计算的全要素生产率作为核心被解释变量。为了有效克服单一指标可能

引发的测量偏差问题，本文分别选取 OP 方法和 OLS 方法测量的全要素生产率作为替代性指标，并基于这些替代指标重新进行了估计。通过这一处理，我们能够在更大程度上确保模型估计的准确性与可靠性。回归结果如表 5 列(1)与列(2)所示。结果显示，绿色金融发展水平的系数符号与显著性水平与基准模型基本一致，且经济意义未发生显著变化。此结果表明，研究结论对关键变量的测度方式不敏感，也进一步证实了本研究基准回归结果的稳健性。

## 2. 遗漏变量问题

虽然基础计量模型已纳入个体与时间双向固定效应，并包含企业层级控制变量，但潜在遗漏变量与关键解释变量的相关性仍可能导致参数估计偏差。为缓解未观测变量引发的内生性问题，本研究进一步引入省级层面的控制变量体系：① 经济发展水平(lnGDP)，使用人均 GDP 并取对数衡量；② 金融发展水平(Fin)，使用省内金融机构贷款余额与 GDP 比例衡量；③ 人口密度(PopDen)，采用年末常住人口(万人)/土地面积(万平方公里)衡量。回归结果如表 5 中列(3)与列(4)所示，列(3)报告了在引入省级控制变量后的回归结果，显著性水平与基准模型一致。进一步地，列(4)是在列(3)的基础上加入省级固定效应，回归结果并未改变原有结论。由此可见，即使在加入遗漏变量后，研究结论依然成立，基准模型的回归结果是稳健的。

## 3. 工具变量法

鉴于绿色金融具备推动重污染企业迈向高质量发展的潜力，然而，企业可能向绿色金融先行区迁移以获取政策红利，导致反向因果问题。为此，本文采用工具变量法，以此确保回归结果的稳健性与可信度。

本文参考已有文献[33]，选取各省河流密度(River)即省内河流面积占省域面积的比例，作为绿色金融发展的工具变量，这一选择的合理性主要体现在以下三个方面：其一，相关性：河流密集区因水运优势形成工业集聚，倒逼环境规制强化，催生绿色金融需求；其二，机制传导：流域环境风险引发公众关注，促使政府披露治理目标，需要绿色金融工具支撑；其三，外生性：河流分布由自然地理决定，先于现代经济系统形成，满足因果推断的外生性要求。该变量能有效规避内生性干扰，确保工具变量的有效性和可靠性。

表 6 呈现了工具变量法的回归结果。具体来看，工具变量在第一阶段的 F 统计量大于 10，这表明不存在弱工具变量问题[34]，工具变量具有较强的相关性。进一步分析第一阶段回归结果，发现工具变量与绿色金融指数之间存在显著的正相关关系，即工具变量能够有效地解释绿色金融指数的变化。在二阶段回归中，结果显示绿色金融指数与重污染企业的高质量发展之间存在显著的正相关关系，这与前文的研究结果相一致。即使在考虑了内生性问题之后，上述结论依然成立，因此，假设一仍然得到支持。

**Table 5.** Robustness checks

**表 5.** 稳健性检验

| 变量      | 替换被解释变量             |                     | 增加遗漏变量                |                       |
|---------|---------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
|         | (1)<br>TFP_OP       | (2)<br>TFP_OLS      | (3)<br>TFP_LP         | (4)<br>TFP_LP         |
| GFin    | 0.235***<br>(2.960) | 0.292***<br>(3.646) | 0.258***<br>(3.110)   | 0.253***<br>(3.047)   |
| Control | Y                   | Y                   | Y                     | Y                     |
| LnGDP   |                     |                     | 0.125<br>(1.429)      | 0.098<br>(1.107)      |
| Fin     |                     |                     | -0.155***<br>(-4.328) | -0.165***<br>(-4.576) |

续表

|                |           |           |           |           |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| PopDen         |           |           | 0.001***  | 0.000     |
|                |           |           | (2.772)   | (1.530)   |
| 个体固定           | Y         | Y         | Y         | Y         |
| 时间固定           | Y         | Y         | Y         | Y         |
| 省份固定           | N         | N         | N         | Y         |
| cons           | -0.914*** | -4.983*** | -4.504*** | -4.062*** |
|                | (-2.754)  | (-14.867) | (-4.548)  | (-3.779)  |
| N              | 5139      | 5139      | 5139      | 5003      |
| R <sup>2</sup> | 0.604     | 0.743     | 0.647     | 0.956     |
| F              | 290.562   | 551.698   | 306.430   | 234.053   |

**Table 6.** Instrumental variable approach**表 6.** 工具变量法

| 变量           | (1)<br>第一阶段<br>GFin | (2)<br>第二阶段<br>TFP_LP_w |
|--------------|---------------------|-------------------------|
| River        | 2.8835***           |                         |
|              | (5.86)              |                         |
| GFin         |                     | 2.5737***               |
|              |                     | (2.64)                  |
| Control      | Y                   | Y                       |
| 个体固定         | Y                   | Y                       |
| 时间固定         | Y                   | Y                       |
| Observations | 5.003               | 5.003                   |
| F            | 34.32               | 289.31                  |
| R-squared    | 0.008               | 0.578                   |

## 5. 进一步分析

### 5.1. 作用机制检验

在“双碳”目标下，重污染企业要实现高质量发展，需突破传统路径依赖，将环境治理与技术创新纳入核心战略。当前制约企业生态化升级的关键矛盾包括：一是内部驱动机制方面，部分企业环境责任认知不足，资源配置过度集中于短期绩效，忽视低碳技术储备的竞争优势；二是外部约束体系方面，现有环境规制效能未充分显现，缺乏促使企业主动变革的倒逼机制。但是，绿色信贷、碳金融等绿色金融工具的深化发展正逐步构建起新型激励传导机制，为产业生态化转型注入市场化驱动力。绿色金融通过提高融资成本和生存压力，促使企业从被动治理转向主动环保防治，增加绿色创新投入，推动高质量发展。同时，其政策传递环保信号，使重污染企业面临更高借贷利率和外部压力，激励其技术改造，树立良好形象，实现高质量发展。

基于此，绿色金融会迫使重污染企业进行绿色创新，从而促进其高质量发展。通过构建如下模型，验证绿色创新在绿色金融促进重污染企业高质量发展中发挥的作用：

$$GP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GFin_{i,t} + \beta_k Control_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GFin_{i,t} + \beta_2 GP_{i,t} + \beta_k Control_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(2)、(3)中，中介变量为绿色创新能力(GP)，参考现有文献[10][35]，以企业绿色专利数量衡量企业绿色创新能力，具体的以企业当年申请的绿色专利数量加1后取对数。其余变量与基础回归相同。

表7的列(1)和列(2)报告了绿色创新能力机制的回归结果。研究结果表明，绿色金融对绿色创新的正面效应具有显著性，表明绿色金融能显著增强重污染企业的绿色创新实力。进一步地，绿色创新对重污染企业高质量发展的正面效应同样显著，说明绿色创新活动能有效促进企业的高质量发展。因此，可以得出结论，绿色金融对重污染企业的高质量发展有直接的推动作用，同时也通过提高绿色创新间接促进重污染企业高质量发展。研究假设二得以验证。

**Table 7.** Mechanism analysis regression results

**表 7.** 作用机制回归结果

|                | (1)<br>GP          | (2)<br>TFP_LP         |
|----------------|--------------------|-----------------------|
| GFin           | 0.199*<br>(1.650)  | 0.323***<br>(3.997)   |
| GP             |                    | 0.028***<br>(2.699)   |
| Control        | Y                  | Y                     |
| _cons          | -0.219<br>(-0.433) | -2.986***<br>(-8.851) |
| N              | 5139               | 5139                  |
| R <sup>2</sup> | 0.016              | 0.644                 |
| F              | 3.035              | 329.701               |

## 5.2. 异质性检验

### 1. 产权性质异质性

作为国家经济命脉的核心主体，国有企业借助绿色金融工具实现低碳转型既是响应政府环境规制的必由之路，也是突破环境约束实现高质量发展的战略选择。国有企业作为国家战略的天然执行者，能更直接、更深层地将绿色金融工具嵌入国家“双碳”目标、生态文明建设等宏观战略框架。其运营逻辑与政策导向高度一致，能主动将绿色信贷、绿色债券等资金精准投向符合国家战略方向的关键低碳技术研发、重大绿色基建项目，实现金融资源与国家意志的高效协同。同时，得益于政府隐性支持、强大的信用背书及庞大的资产规模，国有企业在获取低成本、大规模的绿色融资方面更具优势。这使其能承担投资周期长、资金需求大的前沿绿色技术攻关和系统性转型项目，形成显著的规模效应和示范引领作用。因此，本文将重污染企业分为国有企业与非国有企业进行异质性分析。

表8列(1)与列(2)报告了绿色金融对不同产权性质的重污染企业高质量发展的影响。结果显示，无论是国有企业还是非国有企业，绿色金融的系数均显著为正，表明绿色金融对重污染企业高质量发展的影

响具有跨所有制普适性，但绿色金融促进国有重污染企业高质量发展的效果强于非国有企业，这可能的原因是非国有企业面临融资渠道窄、抵押品不足等限制，绿色金融优惠多集中于头部民企，中小型企业受制于绿色认证成本高、信贷审批周期长等问题，资金可得性弱于国企。

## 2. 区域异质性

中国地域广阔，不同地区在自然资源和社会条件方面存在显著差异，这导致了地区间发展的不平衡。东部与中部地区凭借其坚实的经济基础和活跃的市场机制，在运用绿色金融驱动企业高质量发展方面展现出显著优势。东部地区依托发达的经济体量和成熟的金融市场，为前沿清洁技术研发和高端绿色产业发展持续输血；中部地区则紧抓承接产业转移的战略机遇，通过政策引导将绿色信贷贴息、产能置换补贴等资源精准注入转型升级领域，有效降低传统产业绿色化改造的边际成本。这种经济活力、政策适配性与产业集群效应的深度结合，使绿色金融得以充分融入区域的技术革新与结构升级进程，共同构成了引领企业高质量转型的关键动力。因此，为了深入研究区域异质性的问题，本文将 31 个省市划分为东部、中部和西部三个区域，并分别对这些区域的样本进行检验。

表 8 列(3)、列(4)与列(5)报告了绿色金融对不同地区重污染企业高质量发展的影响。列(3)与列(4)结果显示东部与中部的绿色金融系数在 1%水平上显著为正，这可能是由于东部及中部地区经济基础扎实，能高效运用绿色金融推动技术升级。中部在承接东部产业转移时，同步引入绿色信贷贴息、产能置换补贴等政策，显著降低传统产业绿色化改造的边际成本，同步实现“增量优化”与“存量减污”，有力促进重污染企业高质量发展。列(5)反映了西部地区绿色金融对重污染企业高质量发展的影响并不显著，这可能是由于西部重污染企业集中于能源开采初加工领域，面临基建滞后与替代产业缺失的双重约束，导致绿色金融资金多用于维持既有产能而非技术升级，削弱了其对高质量发展的促进作用。

Table 8. Heterogeneity tests

表 8. 异质性检验

|                | (1)<br>国有<br>TFP_LP   | (2)<br>非国有<br>TFP_LP  | (3)<br>东部<br>TFP_LP   | (4)<br>中部<br>TFP_LP   | (5)<br>西部<br>TFP_LP |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| GFin           | 0.424***<br>(2.993)   | 0.270***<br>(2.800)   | 0.316***<br>(3.139)   | 0.340***<br>(3.623)   | 0.313<br>(1.057)    |
| Control        | Y                     | Y                     | Y                     | Y                     | Y                   |
| _cons          | -3.520***<br>(-4.843) | -2.156***<br>(-5.346) | -2.691***<br>(-6.354) | -2.462***<br>(-6.245) | -1.648<br>(-1.489)  |
| N              | 2059                  | 3080                  | 3231                  | 3927                  | 696                 |
| R <sup>2</sup> | 0.620                 | 0.657                 | 0.630                 | 0.616                 | 0.588               |
| F              | 132.122               | 221.468               | 200.879               | 229.885               | 34.690              |

## 6. 研究结论与政策启示

本研究基于 2012~2023 年中国 A 股重污染行业上市公司的面板数据，系统检验了“双碳”目标下绿色金融对重污染企业高质量发展的影响及作用机制。研究发现，绿色金融通过强化创新补偿效应与协同资源配置，显著提升了重污染企业的全要素生产率，验证了绿色金融作为市场化治理工具的核心驱动作用。具体而言，绿色金融不仅直接推动企业高质量发展，还通过倒逼绿色创新能力增强的路径发挥作用：绿色创新通过重构生产函数将环境治理成本转化为技术竞争优势，形成可持续发展的内生动力。异质性

分析进一步揭示了政策效果的差异化特征：国有企业因制度性优势和政策资源倾斜对绿色金融的响应更为显著；区域层面，东部与中部地区依托经济基础与产业协同效应实现显著效果，西部地区则受限于基础设施薄弱与产业路径依赖，政策效果未达预期。这些结论表明，绿色金融对重污染企业高质量发展的促进作用具有复杂的情境依赖性，需结合企业属性、资源禀赋与区域条件综合施策。

基于研究结论，政策设计需围绕制度协同、能力建设与区域协调三方面深化突破。首先，应进一步完善绿色金融政策体系，通过差异化信贷标准、专项补贴与税收优惠等工具精准支持重污染企业的绿色技术研发与设备升级，尤其需降低中小型非国有企业的绿色认证成本与融资门槛，缓解其转型中的资源约束。其次，需统筹区域发展失衡问题，东部地区可探索碳金融衍生品等新型工具引导资本向高端绿色产业流动，中西部地区则需通过财政转移支付与跨区域产业协作完善绿色基础设施，推动传统产能绿色改造。最后，建立动态评估机制监测政策实施效果，针对区域差异等现实瓶颈灵活调整政策组合，避免“一刀切”监管，最终构建“政策引导-市场激励-企业响应”的闭环体系，实现环境治理与高质量发展的长效协同。

## 参考文献

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] Bai, R. and Lin, B. (2024) Green Finance and Green Innovation: Theoretical Analysis Based on Game Theory and Empirical Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, **89**, 760-774. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.07.046>
- [4] Liu, C. and Xiong, M. (2022) Green Finance Reform and Corporate Innovation: Evidence from China. *Finance Research Letters*, **48**, Article ID: 102993. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.102993>
- [5] 俞岚. 绿色金融发展与创新研究[J]. 经济问题, 2016(1): 78-81.
- [6] 史代敏, 施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展: 机理、特征与实证研究[J]. 统计研究, 2022, 39(1): 31-48.
- [7] 文书洋, 刘浩, 王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究, 2022(8): 1-17.
- [8] 于波, 范从来. 绿色金融、技术创新与经济高质量发展[J]. 南京社会科学, 2022(9): 31-43.
- [9] 黎文靖, 路晓燕. 机构投资者关注企业的环境绩效吗?——来自我国重污染行业上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2015(12): 97-112.
- [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] Li, R. and Chen, Y. (2022) The Influence of a Green Credit Policy on the Transformation and Upgrading of Heavily Polluting Enterprises: A Diversification Perspective. *Economic Analysis and Policy*, **74**, 539-552. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.03.009>
- [12] 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.
- [13] 宋德勇, 朱文博, 丁海. 企业数字化能否促进绿色技术创新?——基于重污染行业上市公司的考察[J]. 财经研究, 2022, 48(4): 34-48.
- [14] 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.
- [15] 刘亦文, 陈熙钧, 高京淋, 等. 媒体关注与重污染企业绿色技术创新[J]. 中国软科学, 2023(9): 30-40.
- [16] 王玉林, 周亚虹. 绿色金融发展与企业创新[J]. 财经研究, 2023, 49(1): 49-62.
- [17] Barney, J. (1991) Firm Resources and Sustained Competitive Advantage. *Journal of Management*, **17**, 99-120. <https://doi.org/10.1177/014920639101700108>
- [18] 仇云杰, 魏炜. 研发投入对企业绩效的影响——基于倾向得分匹配法的研究[J]. 当代财经, 2016(3): 96-106.
- [19] 孙晓华, 王昀. 企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2014(5): 57-69.

- [20] 中国社会科学院工业经济研究所课题组, 李平. 中国工业绿色转型研究[J]. 中国工业经济, 2011(4): 5-14.
- [21] 蔡海静, 汪祥耀, 谭超. 绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J]. 会计研究, 2019(3): 88-95.
- [22] Jaffe, A.B. and Palmer, K. (1997) Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study. *Review of Economics and Statistics*, **79**, 610-619. <https://doi.org/10.1162/003465397557196>
- [23] 王鹏, 谢丽文. 污染治理投资、企业技术创新与污染治理效率[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(9): 51-58.
- [24] Hart, S.L. and Ahuja, G. (1996) Does It Pay to Be Green? An Empirical Examination of the Relationship between Emission Reduction and Firm Performance. *Business Strategy and the Environment*, **5**, 30-37. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-0836\(199603\)5:1<30::aid-bse38>3.3.co;2-h](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-0836(199603)5:1<30::aid-bse38>3.3.co;2-h)
- [25] 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.
- [26] He, L., Zhang, L., Zhong, Z., Wang, D. and Wang, F. (2019) Green Credit, Renewable Energy Investment and Green Economy Development: Empirical Analysis Based on 150 Listed Companies of China. *Journal of Cleaner Production*, **208**, 363-372. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.10.119>
- [27] 谢乔昕, 张宇. 绿色信贷政策、扶持之手与企业创新转型[J]. 科研管理, 2021, 42(1): 124-134.
- [28] Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003) Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, **70**, 317-341. <https://doi.org/10.1111/1467-937x.00246>
- [29] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [30] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014(3): 44-56.
- [31] 刘兰勇, 王涛, 吴筠. 绿色金融促进出口企业高质量发展的作用路径及制约因素[J]. 国际贸易, 2023(9): 75-86.
- [32] 钟覃琳, 夏晓雪, 姜付秀. 绿色信贷能激励企业环境责任的承担吗? [J]. 管理科学学报, 2023, 26(3): 93-111.
- [33] 余泳泽, 孙鹏博, 宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级? [J]. 经济研究, 2020, 55(8): 57-72.
- [34] Stock, J.H. and Yogo, M. (2002) Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. NBER Technical Working Papers 14, 80-108.
- [35] 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.