
绿色金融与重污染企业绿色转型

——来自绿色并购的证据

彭斌 刘雨桐 周惠*

摘要：绿色金融作为资金配置工具，能否推动重污染企业进行绿色转型，对实现企业端治理具有重要研究意义。本文基于2010-2020年中国沪深A股上市公司中重污染企业并购数据，以2012年实施的《绿色信贷指引》为准备自然实验，利用双重差分模型（DID）考察了绿色金融对重污染企业进行绿色并购的影响。研究结果显示，绿色信贷政策促进了重污染企业进行绿色并购并提高了绿色并购次数。在考虑政策效果滞后性、样本区间、不同对照组选择标准以及安慰剂检验等稳健性分析后，上述结论依然成立。绿色信贷政策通过对企业施加融资压力促使企业进行绿色并购实现快速绿色转型，其影响效应随着企业性质、高管任期以及地区绿色金融发展的不同而存在一定的差异性。本文为绿色金融推动重污染企业进行绿色转型提供了实证证据，为利用绿色金融工具进行企业端治理、助推经济高质量发展提供了参考。

关键词：绿色金融 绿色并购 绿色转型 融资约束 双重差分模型

Summary: As a fund allocating tool, green finance not only directs funds to the environmental protection industry, but also exerts financing pressure on heavy polluting companies. Whether green finance will further promote the green transformation of heavy polluting companies is of great research significance for the realization of enterprise-side treatment. In this paper, the impact of green finance on green mergers and acquisitions(M&A) of heavy polluting companies is studied through Differences-in-Differences(DID), with the implementation of the Green Credit Guidelines (the former CBRC). The adopted data is on M&A of heavy polluting companies in China's stock market from 2010 to 2020. It implies that the CBRC improves the probability and frequency of green M&A of heavy polluting companies, where a series of robust tests are included, viz., the lag of policy effect, sample interval, selection criteria of different control groups and placebo test. It is found that the environmental financing constraints are imposed on companies from the CBRC, facilitating the green M&A, and thus accelerating the green transformation. Furthermore, this imposition varies with the nature of property right, the tenure of senior executives and the development of green finance in different regions. In this way, this paper provides micro-empirical evidences for green finance to accelerate green transformation of heavy polluting companies, and provides a certain practical basis for using green financial tools to boost high-quality economic development.

Keywords: Green Finance; Green M&A; Green Transformation; Financing Constraint; Differences-in-Differences

* 彭斌，副教授，华中科技大学经济学院，电子邮箱：bpeng01@hust.edu.cn；刘雨桐，研究生，华中科技大学经济学院，电子邮箱：1171887352@qq.com；周惠，研究生，华中科技大学经济学院，电子邮箱：12104550@qq.com。

一、引言

我国经济高速发展四十多年，成就举世瞩目，但环境污染、环境资源约束趋紧、生态系统退化等问题依然突出。“十四五”时期我国进入新发展阶段，将“推动绿色发展，促进人与自然和谐共生”作为我国未来经济发展的关键目标。绿色发展正面临资金供给不足和资本配置效率不高等严峻挑战。要从根本上实现我国经济的绿色转型，不仅仅要依靠强有力的末端治理措施，与绿色发展相关的金融工具不可或缺。党的第二十次全国代表大会报告中提出：“要完善支持绿色发展的财税、金融、投资、价格政策和标准体系，发展绿色低碳产业，健全资源环境要素市场化配置体系”。如何发展绿色金融，利用相关的政策工具促进我国绿色发展是当前重要的研究议题之一。

近年来，我国积极发展绿色金融，绿色信贷、绿色债券、绿色租赁等一系列金融工具被广泛用于支持绿色低碳产业发展。同时，绿色金融也通过各种政策来抑制重污染行业的企业（下简称为称重污染企业）扩张，促使其进行绿色转型。截至 2021 年年底，中国本外币绿色信贷余额 15.9 万亿元，绿色债券存量余额超过 1.1 万亿元，规模均居全球前列。在各种绿色金融工具中，绿色信贷提供了我国 90% 以上的绿色融资（鲁政委等，2020），已成为引导资金流向绿色产业以及推动工业绿色转型的最重要的金融工具。绿色信贷已有十几年的发展历程，与之相关的政策法规也在不断补充和完善。2007 年 7 月，国家环保总局、中国人民银行和中国银监会联合发布了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》，禁止商业银行违规向环境违法项目贷款的行为，初步明确了金融机构在环保法规中的主体责任。2012 年 2 月，为了进一步推动重污染企业绿色转型，落实节能减排的政策要求，敦促绿色信贷这一金融工具发挥作用，中国银监会印发了《绿色信贷指引》（下称《指引》），基于前期实践结果细化了绿色信贷的管理体系。《指引》指出，银行业金融机构应“对环境和社会表现不合规的客户，应当不予授信”，同时应“加大对绿色经济、低碳经济、循环经济的支持”，正式强调了绿色金融的发展目标和资金引导方式。《指引》的颁布加大了重污染行业的融资难度，旨在将社会资金引导进入更加环保的行业。2021 年 6 月，央行颁布了《银行业金融机构绿色金融评级方案》，该方案在部分条款中将绿色信贷升级为绿色金融，拓宽了银行业绿色金融业务范围，标志着更加完善的绿色金融体系开始构建。上述政策法规的出台促使银行业提高对绿色金融的资产配置，加强了对授信企业的审核与监管，引导资金流向更环保的行业与项目。

随着绿色金融的发展，越来越多的文献开始关注绿色金融及其相关政策的经济效应问题。相关实证研究认为绿色金融能够促进绿色经济的发展，但是，关于其内在的微观传导机制的研究，理论和实证的相关探讨还较少。绿色金融发展的目标不仅仅是引导新的投资来发展绿色相关产业，也需要推动我国传统重污染企业的绿色发展转型。从我国发展的历程来看，这些企业曾经对经济发展做出了不可磨灭的贡献，是我国经济的重要组成部分，如何推动其积极进行绿色转型是一个亟待解决的重要问题。对于重污染企业而言，绿色转型面临多重困难，其内生动力不足：一是绿色转型成本过高，严重压缩利润空间，导致企业转型能力不足；二是重污染企业依赖严重资源，拥有转型瓶颈；三是企业创新不足，人才匮乏，导致绿色升级驱动力不足。绿色金融通过对重污染企业施加融资约束以及对绿色产业提供支持为重污染企业带来绿色转型外力。重污染企业可以通过绿色创新和绿色并购来实现绿色转型。但是，

绿色金融政策是如何促进重污染企业绿色转型,其影响机制是什么?这些重要研究问题关系到绿色金融体系的完善和相关政策的优化。

已有一些文献对于绿色金融推动企业绿色创新的机制进行了理论分析并提供了一些相关实证证据(王馨和王莹, 2021; 文书洋等, 2022; 周肖肖等, 2023)。绿色创新需要企业增大相关研发投入,且从投资到实现绿色创新周期都相对较长(唐国平等, 2013),难以在短期内迅速实现转型而缓解融资约束压力。相较而言,绿色并购具有实施简单、易于短期内满足绿色信贷要求等特点。因此在缓解短期融资压力时,重污染企业可能倾向于将绿色并购作为主要的绿色转型途径。目前关于绿色金融是否推动绿色并购的研究及其影响机制的研究相对匮乏。鉴于上述研究的不足,本文以2012年绿色信贷政策《指引》的发布为准自然实验,搜集构建了2010-2020年的重污染企业的绿色并购数据,实证分析了绿色金融政策对重污染企业绿色并购的影响及其影响机制。本文的研究为绿色金融促进企业绿色转型渠道的微观机制提供了部分实证证据,对健全我国绿色金融发展体系,优化绿色金融政策工具具有重要的借鉴意义。

二、文献综述

本文相关的文献主要有两类。第一类是绿色金融的转型激励机制的文献。金融市场的资金供给会影响企业融资决策(Faulkender and Petersen, 2006; Lemmon and Robert, 2010)。在绿色发展的整体框架下,重污染企业作为污染物排放的关键主体,在企业运作与投资决策中需要承担节能减排的责任,在企业投融资环节中也面临着更多的约束。从外在约束角度来看,重污染企业在融资过程中受到相关金融政策的限制,需要满足节能减排的政策性要求(丁杰, 2019);从内在驱动角度来看,重污染企业在进行投资活动时,会考虑企业发展战略以及投资活动本身向社会传达的良好信号(Xu and Li, 2020)。绿色金融通过各类金融工具和一系列政策、制度安排将社会资金引导进入绿色产业;与此同时,也限制资金进入重污染企业,促使有限的资金在重污染企业中重新分配,在环保方面表现相对较好的重污染企业将获得更多的资金。

相较于其他绿色金融工具,绿色信贷占比高、影响范围广,较多文献将绿色信贷政策作为外生冲击来识别绿色金融对企业绿色转型行为的影响,主要考虑两种作用渠道:一是资源配置渠道。当企业在环境风险管理、信息披露、环境绩效等方面表现良好时会获得更多外部融资(Sharfman and Fernando, 2008; 黎文靖和路晓燕, 2015; 沈洪涛和马正彪, 2014; 吴红军等, 2017),污染较重的企业往往会面临更高的融资门槛和融资成本(盛明泉等, 2017; 苏冬蔚和连莉莉, 2018; 蔡海静等, 2019; 范源源和李建军, 2022)。二是成本约束渠道。重污染企业在面临高昂的环境污染成本时,需要通过进行绿色转型降低环境污染成本(Goetz, 2019; He and Tian, 2019; 王馨和王莹, 2021; 陈国进等, 2022)。但在重污染企业面临较大的资金压力时,由于从开始进行绿色转型到降低企业环境成本的周期过长,成本约束效应难以即时奏效。相比较于上述成本约束渠道,资源配置渠道可能更容易在发挥作用,因为在短期内的绿色转型能让重污染企业更容易获得外部融资。Xu and Li (2020)发现绿色信贷政策能通过“信号显示”机制赋予较为环保但在传统金融下较为弱势的企业群体较为明显的信号优势,缓解其融资压力。因此,在绿色信贷政策外部激励下,重污染企业可能会基于获取

信号优势、缓解融资压力等目的进行绿色转型。

第二类文献是重污染企业绿色转型路径的文献。重污染企业实现绿色转型主要有以下三个路径（潘爱玲等，2019）：第一，增大绿色研发投入，即在增大绿色研发投入以获得节能减排的清洁专利技术，降低生产运作过程中的污染物排放；第二，进行绿色并购，即通过企业并购的模式直接购入拥有清洁技术的企业；第三，增大环境投资，即直接购入其他企业的绿色无形资产。已有研究大量聚焦于研究企业的绿色创新路径，但绿色信贷政策是否是通过促进企业创新来实现绿色转型存在一些争议。Li et al. (2018) 发现绿色信贷政策可以为绿色企业的绿色创新提供有利的融资条件，从而显著提升了其绿色创新水平。王馨和王莹(2022) 认为绿色信贷政策使绿色信贷限制行业的绿色创新活动更活跃，但绿色创新质量提升不明显，而绿色创新活动能显著提升环境和社会绩效。但是，Flammer (2021) 发现绿色企业也可能在获得低成本融资后不进行实质性的绿色创新，存在“漂绿”现象。曹廷求等(2021) 发现绿色信贷政策的实施整体上抑制了重污染企业的绿色创新，该政策通过抑制重污染企业的信贷融资从而对企业的绿色创新产生负影响。企业绿色转型路径机制复杂，企业绿色转型结果不完全体现在绿色专利的增加上。要准确分析绿色信贷政策对企业绿色转型的影响机制，则需要对具体的转型方式进行全面研究。

并购作为企业风险投资的渠道之一，是重污染企业进行绿色转型的重要方式之一。内部市场理论认为并购可以通过企业一体化模式寻找资源配置的最优组合，并购可以通过有效配置存量资本和扩展融资渠道来缓解企业的融资约束（葛结根，2017）。并购是企业获得新技术、实现企业变革的重要手段之一（贾红睿等，2000；Chesbrough, 2003；Bena and Li, 2014）。此外，并购能优化财务报表、向市场释放强企业责任感的积极信号，具有较高的信号优势（李善民等，2002）。在绿色信贷政策的融资约束框架下，绿色并购具有快速、具有较大的信号优势等特点，因此，重污染企业可能更倾向于进行绿色并购进行绿色转型。目前，有关于绿色并购的相关研究还相对稀缺。潘爱玲等（2019）的研究表明，重污染企业迫于媒体压力所实施的绿色并购仅仅是转移舆论焦点的策略工具，而非实质性的绿色转型。Salvi et al. (2018) 研究发现实施绿色并购的企业并购后的财务数据变好，可能更偏好采用绿色并购来进行绿色转型。Wu and Qu (2021) 研究结果表明，探索性并购和开发性并购均有利于绿色创新绩效的提升。相比关于绿色创新、环境投资等渠道的研究，绿色金融对于绿色并购影响及机制的研究依然匮乏。针对上述不足，本文以《指引》为切入点，分析了绿色信贷政策对于重污染企业绿色并购的影响。

与已有研究相比，本文的边际贡献主要体现在：首先，本文分析了绿色金融与重污染企业绿色并购之间的关系，完善了绿色金融政策对重污染企业绿色转型影响路径的机制研究内容，为绿色并购这一转型路径的可能性提供了微观实证证据；其次，本文借助《绿色信贷指引》的准自然实验，尽可能排除研究问题模型估计中的内生性问题，提高绿色金融对重污染企业的绿色转型的因果识别能力，为重污染企业转型驱动因素的研究提供了更加稳健的实证结果；最后，本文的研究为我国绿色金融体系的构建与完善提供了微观的实证证据和决策依据，有利于绿色发展评价体系的优化和发展，推动重污染企业积极转型、节能减排。

三、研究设计与数据来源

（一）样本选取与数据来源

本文选取 2010-2020 年中国沪深 A 股上市公司中的重污染企业作为研究样本，其中重污染企业的判定参照刘运国和刘梦宁（2015）和刘星河（2016）的做法，包括煤炭开采和洗选业等 15 个行业。为了防止异常经营情况对数据的影响，本文剔除了 ST 和 ST* 的公司，最终得到观测值 6129 个。为了防止异常值对回归结果的干扰，本文对所有连续变量进行了上下各 1% 的缩尾处理。本文基本的财务数据来自国泰安数据库（CSMAR）和企业年度报告，宏观层面的数据来自《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》。

（二）模型设定

本文以 2012 年《绿色信贷指引》实施为准自然实验，构建双重差分模型考察绿色信贷政策对重污染企业绿色并购行为的影响，基准模型如下：

$$Gma_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Post_t \times Pollution_i + \beta_2 Pollution_i + \beta_3 Post_t + \varphi Controls_{i,t} + \mu_t + \lambda_p + \delta_l + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中被解释变量 Gma 为绿色并购，该变量有两种度量：（1）变量 $GmaIF$ ，代表企业是否在当年发生绿色并购的哑变量，发生则取 1，否则为 0；（2）变量 $GmaNum$ ，代表企业在当年发生的绿色并购次数。模型（1）的解释变量部分如下， $Pollution_i$ 表示企业所处行业的污染指数，数值越高表示行业污染程度越高。 $Post_t$ 为时间虚拟变量，用于表示《绿色信贷指引》政策影响发生的时间点，在 2012 年后的年份取 1，2012 年及以前的年份取 0。 $Post_t$ 和 $Pollution_i$ 的交互项的系数 β_1 为本文关注的重点，它衡量了高污染行业与低污染行业在政策实施后是否在绿色并购的行为上存在差异。若 $\beta_1 > 0$ ，则表明相对于低污染行业而言，高污染行业在政策实施后绿色并购倾向增大，即说明《指引》的颁布促使企业进行绿色并购。 $Controls_{i,t}$ 为本文回归中的控制变量，主要为企业财务、经营情况以及公司治理等指标。 μ_t 是年度固定效应， λ_p 是省份固定效应， δ_l 是行业固定效应， ε_{it} 是随机误差项。

（三）指标构建与变量说明

1. 绿色并购

在绿色并购认定方面，先利用 CSMAR 数据库获取上述重污染企业的全部并购信息，并手工收集企业并购公告，对并购样本进行如下筛选：① 并购样本中的收购标的类型为股权，即排除上市公司发起的资产收购事件；② 剔除并购前已持有标的公司超过 30% 股权的样本；③ 考虑到国有企业发生的行政划拨类并购是非市场化运行，该类并购不受融资约束、市场价值等因素的影响，因此本文剔除行政划拨类的并购样本；④ 剔除交易停止或数据缺失的样本。在筛选出的上述并购样本中，本文将进行绿色并购事件判断。参考邱金龙等（2018）的做法进行绿色并购认定：① 登陆并购标的公司网站，判断该公司所处行业是否符合《绿色产业指导目录（2019 年）》。② 搜寻上市公司发布的并购公告，在并购目的中搜寻是否包含“绿色发展”、“清洁生产”、“绿色转型”、“满足国家环保政策”、“满足国家双碳政策”等绿色发展目的。上述 2 项条件符合其中之一则判定为绿色并购，都不符合则为普通并购，并统计各企业每年的绿色并购总数。

2. 行业综合污染指数

行业综合污染指数代表各行业（本文仅包括重污染行业）内企业平均污染物排放程度，

该指数代表与行业性质相关的企业平均污染物排放水平，计算过程参照金祥义等（2022）。相比常规的双重差分法中设置虚拟变量作为分组依据，本文使用行业污染指数作为连续分组变量。本文首先整理了《中国环境统计年鉴》中公布的各行业工业废气（工业二氧化硫、氮氧化物、颗粒物排放量排放量加总）、工业废水（化学需氧量、氨氮排放量加总）和工业固体废物排放量数据，再整理了《中国统计年鉴》中按行业分工业企业的数量，最后两者相除得到分行业企业平均（下面简称为“各行业”）工业废气、工业废水和工业固体废物排放量。行业污染指数具体构造方法如下：首先，我们采用变异系数法确定上述三个污染因素维度在行业综合污染程度指标中的权重大小（设 n 为污染因素维度，其中 n = 废气排放、废水排放、固体废物排放），各维度的变异系数是当前年份各行业标准差与平均数的比值，以 V_n 来表示。此时将各维度的变异系数除以三个污染因素变异系数之和，可得到各污染因素的权重 W_n ：

$$W_n = \frac{V_n}{V_{\text{废气排放}} + V_{\text{废水排放}} + V_{\text{固体废物排放}}}$$

为了使三个污染因素的指标具有可加性，对三个污染因素的指标进行去量纲的标准化处理，并基于权重进行调整，处理方式如下：

$$D_n = W_n \frac{A_n - m_n}{M_n - m_n}$$

其中 m_n 是当前年份污染因素 n 的最小值， M_n 是当前年份污染因素 n 的最大值， A_n 是当前年份该行业对应污染因素 n 的实际值， D_n 是经过标准化处理后的各行业对应的污染因素 n 的变量值。之后，我们测量 n 维笛卡尔空间上任意一点 X 与污染程度最低点和最高点的标准欧氏距离，并求得两个距离的算数平均值：

$$Pollution = \frac{X_1 + X_2}{2}, \text{ 其中 } X_1 = \sqrt{\frac{\sum D_n^2}{\sum W_n^2}}, X_2 = \sqrt{\frac{\sum (W_n - D_n)^2}{\sum W_n^2}}$$

其中 $Pollution$ 是每年各行业对应的行业污染指数值。最后，将污染程度指标在样本期间求平均值，即可得到企业所在行业综合污染指数 $Pollution_i$ ，该指标数值越大表示该企业所在行业污染程度越高，越有可能受到《指引》的影响。

相对于虚拟变量的分组方法，采用连续变量作为分组可以通过回归系数大小对不同污染程度的组别间的差异展开合理解释。此外，本文采用的行业综合污染程度指数覆盖了废气、废水、固体废物三个维度，减少了行业指标错估导致的结果偏差。

3.控制变量

参考潘爱玲等（2019）的做法，本文从公司特征和并购条件两个角度选取控制变量。公司特征变量包括公司性质（ Soe ）、公司规模（ $Size$ ），财务杠杆（ Lev ）、净资产收益率（ Roe ）、固定资产率（ $Ppeta$ ）、董事长与总经理兼任情况（ $LeadConnectif$ ）、CEO性别（ $CEOGender$ ）等，控制变量均为滞后一期。此外，我们还控制了年份固定效应、样本所在省份的省份固定效应和行业固定效应。

4.描述性统计

表2展示了主要变量描述性统计的结果。 $GmaIF$ 的均值为0.06，说明在样本选择期间重污染企业平均约有6%的可能性实施绿色并购，可以看出企业的绿色并购行为较为频繁。 $GmaNum$ 的均值为0.11，要大于 $GmaIF$ 的0.06，说明有企业不止一次实施了绿色并购。

Pollution 的均值为 0.14, 结合其最大值为 0.57 来看, 污染较重的企业相对污染较轻企业数量较少。*Soe* 的均值为 0.47, 说明约 47% 的重污染企业为国有企业, 即重污染在国有企业和民营企业的分布较为平均。

表 1 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量解释
被解释变量	<i>GmalF</i>	是否有绿色并购	1=有绿色并购, 0=没有绿色并购
	<i>GmaNum</i>	绿色并购次数	企业当年的绿色并购次数
解释变量	<i>Pollution</i>	污染指数	指数越高, 行业污染程度越高
	<i>Post</i>	政策实施	2013 年及以后取 1, 之前取 0
控制变量	<i>Soe</i>	公司性质	国有企业为 1, 否则取 0
	<i>Size</i>	公司规模	ln(总资产)
	<i>Lev</i>	财务杠杆	期末总负债/期末总资产
	<i>Roe</i>	净资产收益率	净利润/期末所有者权益
	<i>Sale</i>	收入规模	ln(营业总收入)
	<i>Cash</i>	经营现金流规模	经营现金流/期末总资产
	<i>Roa</i>	盈利能力	净利润/期末总资产
	<i>TobinQ</i>	发展能力	流通股价值/期末总资产
	<i>Ppeta</i>	固定资产率	固定资产/期末总资产
	<i>LeadConnectif</i>	董事长与总经理兼任情况	1=同一人, 0=不同一人
<i>CEOGender</i>	CEO 性别	1=男性, 0=女性	

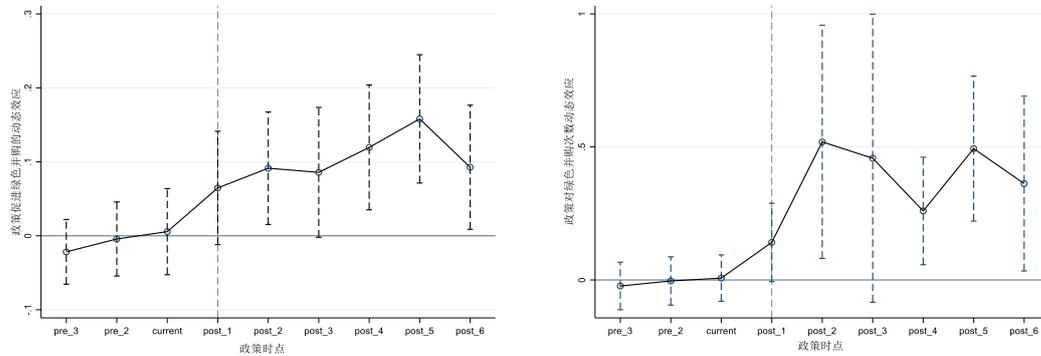
表 2 描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>GmalF</i>	6129	0.060	0.240	0.000	1.000
<i>GmaNum</i>	6129	0.110	0.730	0.000	30.000
<i>pollution</i>	6129	0.140	0.130	0.000	0.570
<i>Post</i>	6129	0.770	0.420	0.000	1.000
<i>Soe</i>	6129	0.470	0.500	0.000	1.000
<i>Size</i>	6129	22.390	1.410	19.710	26.370
<i>Lev</i>	6129	0.450	0.210	0.050	0.960
<i>Roe</i>	6129	0.050	0.150	-0.850	0.440
<i>Ppeta</i>	6129	0.340	0.170	0.020	0.790
<i>TobinQ</i>	6129	1.730	1.070	0.000	6.770
<i>Inst</i>	6129	45.440	24.630	0.210	93.410
<i>LeadConnectif</i>	6129	0.210	0.410	0.000	1.000
<i>CEOGender</i>	6129	0.960	0.210	0.000	1.000

(四) 平行趋势检验

图 1 (a)、(b) 分别汇报了《指引》促进企业是否绿色并购和绿色并购次数的动态效应分析的结果。动态效应检验既可以检验平行趋势, 也能检验潜在遗漏变量和互为因果问题。我们对滞后 1 期的绿色并购变量进行动态效应检验, 我们首先生成年份虚拟变量与处理组虚拟变量的交互项, 将这些交互项作为解释变量进行回归。从图 1 (a)、(b) 均可看到政

策实施前交互项系数并不显著异于 0，即说明处理组与控制组之间并无明显差异，满足平行趋势假设。政策实施之后交互项系数转为正值，并在后续年度中显著为正，说明政策在推行后产生了一个显著的正效应，可能因为政府实施绿色发展战略，绿色信贷的执行力度也在不断增强。上述结果表明，《指引》会引起受政策影响更大的较重污染企业的绿色并购倾向增加，且绿色并购次数增多，且这一结果不受反向因果和遗漏变量影响。



(a) 《指引》促进绿色并购的动态效应 (b) 《指引》增加绿色并购次数的动态效应

图 1 《指引》对绿色并购影响的动态效应图

四、实证检验和分析

(一) 基准回归结果

为了研究《指引》对绿色并购的影响，我们按照模型（1）构建了双重差分模型来观察事件前后绿色并购的变化，结果如表 3 所示。其中在第（1）、（3）列仅加入了双重差分法估计量并展示了因变量延后一期的主要回归结果，结果显示交互项的系数均显著为正。在第（2）、（5）列加入了企业特征控制变量，交互项系数仍显著为正。在第（3）、（6）列加入了年份、省份、行业固定效应，交互项系数仍在 1%的水平上显著为正，即较重污染企业和较轻污染企业之间发生绿色并购和绿色并购次数的差距均在《指引》后显著增加。*Pollution* 的系数均显著为正，说明较重污染企业的绿色并购显著高于较轻污染企业。*Post* 的系数均显著为正，说明《指引》对所有的重污染企业的绿色并购都有显著的提高。上述结果证明了本文的基本观点，即《指引》的颁布对处理组企业绿色并购产生了一个正效应，不仅增加了重污染企业进行绿色并购的倾向，还提高了重污染企业进行绿色并购的次数。

表 3 基准回归结果

变量	<i>GmaIF</i>			<i>GmaNum</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Post</i> × <i>Pollution</i>	0.165*** (0.043)	0.168*** (0.043)	0.181*** (0.044)	0.165*** (0.043)	0.693*** (0.160)	0.716*** (0.157)
<i>Pollution</i>	0.045** (0.021)	0.032 (0.024)	0.729*** (0.133)	0.045** (0.021)	-0.032 (0.040)	1.679*** (0.418)
<i>Post</i>	0.061*** (.006)	0.057*** (.006)	0.07*** (.013)	0.061*** (.006)	0.046*** (.015)	0.064* (.035)
<i>Soe</i>		-0.032*** (0.008)	-0.035*** (0.009)		-0.046*** (0.016)	-0.041** (0.018)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Size</i>		0.006*	0.007**		0.030***	0.029***
		(0.003)	(0.004)		(0.008)	(0.009)
<i>Lev</i>		0.001	0.017		0.038	0.018
		(.017)	(.018)		(.041)	(.039)
<i>Roe</i>		0.041*	0.026		0.060	0.052
		(0.022)	(0.023)		(0.047)	(0.055)
<i>Ppeta</i>		0.09***	0.019		0.240***	0.025
		(0.023)	(0.025)		(0.082)	(0.064)
<i>TobinQ</i>		0.004	0.004		0.016**	0.015*
		(0.003)	(0.004)		(0.007)	(0.008)
<i>Inst</i>		0.000	0.000		-0.001	0.000
		(0.000)	(0.000)		(0.001)	(0.000)
<i>LeadConnectif</i>		-0.007	-0.013		-0.003	-0.022
		(0.008)	(0.008)		(0.017)	(0.019)
<i>CEOGender</i>		-0.001	-0.004		0.026	0.062
		(.016)	(.016)		(.025)	(.04)
常数项	0.000	-0.161**	-0.317***	0.000	-0.729***	-1.052***
	(0.002)	(0.073)	(0.094)	(0.002)	(0.189)	(0.272)
年份固定	No	No	Yes	No	No	Yes
省份固定	No	No	Yes	No	No	Yes
行业固定	No	No	Yes	No	No	Yes
样本数	5484	5484	5484	5484	5484	5484
R^2	0.029	0.036	0.093	0.029	0.024	0.099

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为标准误（下同）。

2. 改变样本区间

考虑到近年来绿色金融政策颁布较为频繁，为了排除其他绿色金融政策的影响，我们分别删去 2017 年后、2016 年后、2015 年后的样本进行回归，其中关于是否绿色并购的回归结果如表 4 第（1）列至第（3）列所示，关于绿色并购次数的回归结果如表 4 第（4）列至第（6）列所示。我们可以看到所有列的交互项 $Post \times Pollution$ 的系数均显著为正，与前文的结果一致，再次表明《指引》促进重污染企业绿色并购的结论是可靠的。

3. 处理组和对照组的不同构造方法

由于本文的分组变量行业污染指数是自行计算得到，为了避免分组导致的结果偏误，我们参考王馨和王莹（2022）的做法，按照是否为绿色信贷限制行业（包括核力发电、水力发电、水利和内河港口工程建筑、煤炭开采和洗选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、其他采矿业等 9 个行业）设置虚拟变量进行分组，是绿色信贷限制行业为 1，否则为 0。然后使用新的分组建立双重差分模型进行回归，回归结果如表 6 所示。我们可以看到所有交互项 $Post \times Pollution$ 的系数均显著为正，与前文的结果一致，再次表明《指引》促进重污染企业进行绿色并购的结论是稳健的。

表 4 稳健性检验：考虑绿色金融滞后影响

变量	<i>GmaIF</i>			<i>GmaNum</i>		
	第 t+2 期	第 t+3 期	第 t+4 期	第 t+2 期	第 t+3 期	第 t+4 期
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Post</i> × <i>Pollution</i>	0.195*** (0.034)	0.180*** (0.039)	0.102* (0.051)	0.793*** (0.135)	0.809*** (0.099)	0.328 (0.318)
<i>Pollution</i>	0.815*** (0.114)	0.853*** (0.135)	1.002*** (0.145)	1.835*** (0.477)	2.058*** (0.562)	2.713** (0.840)
<i>Post</i>	0.068*** (0.006)	0.075*** (0.007)	0.071*** (0.009)	0.064*** (0.019)	0.074*** (0.015)	0.128** (0.050)
常数项	-0.192 (0.122)	-0.153 (.109)	-0.009 (0.145)	-0.649 (0.445)	-0.699* (0.304)	-0.361 (0.525)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4846	4207	3570	4846	4207	3570
R^2	0.097	0.093	0.093	0.107	0.115	0.123

表 5 稳健性检验：修改样本区间

变量	<i>GmaIF</i>			<i>GmaNum</i>		
	2010-2017	2010-2016	2010-2015	2010-2017	2010-2016	2010-2015
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Post</i> × <i>Pollution</i>	0.144*** (0.046)	0.105** (0.049)	0.086* (0.049)	0.618*** (0.185)	0.607*** (0.223)	0.448** (0.193)
<i>Pollution</i>	0.698*** (0.135)	0.656*** (0.124)	0.576*** (0.107)	1.424*** (0.445)	1.506*** (0.442)	1.283*** (0.382)
<i>Post</i>	0.082*** (0.013)	0.121*** (0.015)	0.053*** (0.012)	0.097*** (0.036)	0.182*** (0.043)	0.100*** (0.03)
常数项	-0.284*** (0.099)	-0.193** (0.096)	-0.042 (0.082)	-0.898*** (0.288)	-0.800*** (0.298)	-0.317 (0.213)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	4209	3572	2978	4209	3572	2978
R^2	0.099	0.102	0.083	0.089	0.083	0.068

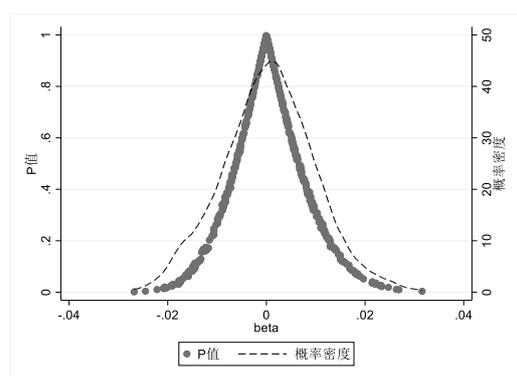
4. 安慰剂检验

为了进一步排除其他政策的影响，我们进行了安慰剂检验。为了便于进行检验，我们参照 Mao and Zhang (2018) 的做法，将企业依照所在行业污染指数平均数分为受《指引》影响相对较大的高污染组和受《指引》影响相对较小的低污染组，并把前者设置为处理组，

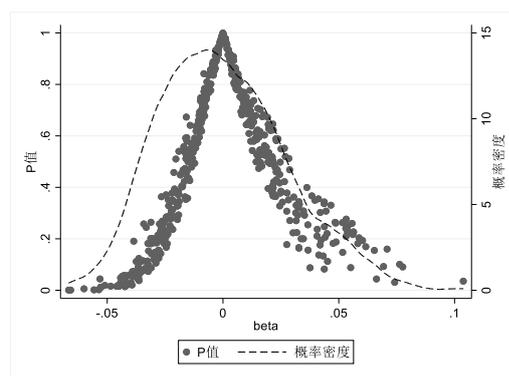
后者设置为对照组。对企业是否发生绿色并购和绿色并购次数的检验结果分别如图 4 (a)、(b) 所示。由随机化处理组后交叉项回归系数的核密度估计图可以看出, 大多数系数和 t 值均集中分布在 0 附近, 均值与真实值的距离较远, 且绝大多数估计系数并不显著, 这意味着绿色并购对《指引》的政策效应没有受到其他未被观测因素的影响。由 P 值散点图可以看出散点集中分布在 0 附近, 且远离其真实值, 多数散点都位于 0.1 的虚线以上, 同时说明在 10% 的水平下不显著。该结果表明, 本文构造的虚假处理效应不存在。

表 6 稳健性检验: 改变分组方式

变量	<i>GmaIF</i>			<i>GmaNum</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.073*** (0.016)	0.075*** (0.015)	0.079*** (0.015)	0.288*** (0.064)	0.294*** (0.064)	0.299*** (0.065)
<i>Treat</i>	0.018*** (0.005)	0.018** (0.006)	-0.042** (0.013)	0.017** (0.006)	0.006 (0.009)	-0.152** (0.054)
<i>Post</i>	0.070*** (0.011)	0.066*** (0.009)	0.081*** (0.005)	0.099*** (0.019)	0.083*** (0.015)	0.104*** (0.017)
常数项	0.003* (0.001)	-0.115 (0.113)	-0.185 (0.133)	0.004* (0.002)	-0.619* (0.280)	-0.747* (0.345)
控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年份固定	No	No	Yes	No	No	Yes
省份固定	No	No	Yes	No	No	Yes
行业固定	No	No	Yes	No	No	Yes
样本数	5534	5534	5534	5534	5534	5534
R^2	0.036	0.042	0.094	0.027	0.031	0.100



(a) 因变量为 *GmaIF* 模型系数的核密度估计



(b) 因变量为 *GmaNum* 模型系数的核密度估计

图 2 安慰剂检验结果

(三) 异质性分析

为了进一步探索《指引》促进企业绿色并购行为的作用机理, 本部分从企业产权性质、公司高管特征、地区绿色金融发展水平三个维度的差异性切入, 加入调节虚拟变量 *Var* 与 *Post* × *Pollution* 交互项的三重交互项检验《指引》对企业绿色并购的影响是否存在差异性。

1. 基于企业产权性质

根据企业产权性质可将所有样本企业分为国有企业和民营企业,当样本属于国有企业时,对变量 Var 赋值为 1, 为民营企业时赋值为 0。具体回归结果报告于表 6 第 (1)、(2) 列。回归结果显示, 在原双重交互项 $Post \times Pollution$ 仍显著为正的基础上, 三重交互项 $Post \times Pollution \times Var$ 的系数显著为负, 即《指引》促进国有企业实施绿色并购来进行绿色转型的效应相对于民营企业更低。国有企业和民营企业在企业风险控制上有着显著差异, 在面临融资压力时, 国有企业更便于通过行政便利从同为国有企业的大型银行里获得融资。

2. 基于高管特征

首先对高管任期加一取对数的平均值, 将所有样本分为高管在任较长企业和高管在任较短企业, 当样本属于高管在任较长企业时, 对变量 Var 赋值为 1, 否则赋值为 0。具体回归结果报告于表 6 第 (3)、(4) 列。回归结果显示, 在原双重交互项 $Post \times Pollution$ 仍显著为正的基础上, 三重交互项 $Post \times Pollution \times Var$ 的系数显著为负, 即《指引》促进高管在任时间长的企业实施绿色并购的效应相对于高管在任时间短的企业更低。一般认为, 高管在任时间较短时会比较长时更有改革动力, 也更有需要靠企业经营业绩证明自身能力的需求。

3. 基于地区绿色金融发展水平

我们基于各省绿色金融发展水平的差异进行分析, 具体地, 根据各省的“绿色金融指数”构造调节虚拟变量 Var , 如果样本企业所在省份的绿色金融指数位于所有省份平均值以上, 则对变量 Var 赋值为 1, 否则为 0。具体回归结果报告于表 6 第 (5)、(6) 列。回归结果显示, 在原双重交互项 $Post \times Pollution$ 仍显著为正的基础上, 三重交互项 $Post \times Pollution \times Var$ 的系数显著为正, 即《指引》促进企业实施绿色并购来进行绿色转型的效应相对于其他地区要更高。绿色金融发展水平较高的地区对绿色金融相关的政策执行相对严格, 给重污染企业带来的融资压力较大。

表 7 异质性分析

变量	企业产权性质		高管特征		地区绿色金融发展	
	$GmaIF$	$GmaNum$	$GmaIF$	$GmaNum$	$GmaIF$	$GmaNum$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Post \times Pollution \times Var$	-0.184** (0.058)	-0.137 (0.122)	-0.113** (0.038)	-0.632*** (0.142)	0.171** (0.060)	0.357 (0.210)
$Post \times Pollution$	0.319*** (0.068)	0.817*** (0.206)	0.230*** (0.052)	0.984*** (0.211)	0.127** (0.041)	0.599*** (0.151)
常数项	-3.23** (0.136)	-1.048** (0.403)	-0.314** (0.136)	-1.011** (0.411)	-0.310** (0.132)	-1.017** (0.398)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	5484	5484	5484	5484	5484	5484
R^2	0.093	0.098	0.094	0.102	0.095	0.099

五、机制分析

从前文分析可知,绿色信贷政策可能通过增加融资压力来影响重污染企业的绿色并购行为。进一步分析,该影响路径主要有两个阶段:第一,《指引》颁布后限制了重污染企业的信贷融资,增加了融资成本,加大了企业的资金压力,从而迫使其为了缓解融资约束而使企业进行绿色并购,而融资压力越大的企业绿色并购的动力应该越大;第二,绿色并购带来的绿色转型和信号优势能缓解《指引》带来的融资压力。本文使用融资约束水平 SA 指数来代表重污染企业面临的的外部融资压力,若《指引》促进了企业绿色并购,则上述的第一个效应应该表现为融资约束会增强《指引》对企业绿色并购的促进作用,即转型促进效应;上述的第二个效应应该表现为《指引》对较高污染企业的融资约束水平有负效应,即融资约束缓解效应。

为了验证《指引》的转型促进效应,我们参考金祥义等(2022)的做法,我们用构造交互项的形式建立了模型(2)来对这一作用渠道进行检验:

$$Gma_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Post_t \times Pollution_i \times SA_{i,t} + \beta_2 Pollution_i \times Post_t + \beta_3 SA_{i,t} + \beta_4 Pollution_i + \beta_5 Post_t + \varphi Controls_{i,t} + \mu_t + \lambda_p + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

本部分检验中主要在解释变量部分新引入的交互项 $Post_t \times Pollution_i \times SA_{i,t}$, 其余变量含义与模型(1)一致,控制了年份、省份和行业的固定效应。若《指引》是通过融资约束效应促进企业实施绿色并购,那么《指引》实施后,融资约束高的企业(较重污染的企业)受到的实施绿色并购来进行绿色转型的动力应该更大,表现为交互项 $Post_t \times Pollution_i \times SA_{i,t}$ 的系数 β_1 显著为正。

表8汇报了模型(3)的结果,其中第(1)、(4)列仅加入了交互项估计量的回归结果,在第(2)、(5)列加入了企业特征控制变量,在第(3)、(6)列加入了年份、省份、行业固定效应。可以看到,表7所有列的原交互项 $Post \times Pollution$ 的系数从原来的显著为正变为现在的显著为负,而交互项 $Post \times Pollution \times SA$ 的系数均显著为正,表明随着企业面临的融资约束水平不断上升,《指引》对企业绿色并购的促进作用也随之增大,从而证明了指引的转型促进效应。

表8 机制分析: 融资约束效应

变量	GmaIF			GmaNum		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Post \times Pollution \times SA$	0.256** (0.110)	0.330** (0.113)	0.313** (0.129)	0.940*** (0.234)	1.281*** (0.301)	1.240*** (0.322)
$Post \times Pollution$	-0.830* (0.440)	-1.116** (0.440)	-1.035* (0.494)	-2.971*** (0.885)	-4.282*** (1.109)	-4.110*** (1.175)
常数项	0.105 (0.083)	-0.117 (0.093)	-0.128 (0.133)	0.234 (0.138)	-0.653*** (0.200)	-0.306 (0.222)
控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年份固定	No	No	Yes	No	No	Yes
省份固定	No	No	Yes	No	No	Yes
行业固定	No	No	Yes	No	No	Yes

样本数	5484	5484	5484	5484	5484	5484
R^2	0.030	0.037	0.095	0.020	0.027	0.101

为了验证《指引》的融资约束缓解效应，即企业绿色并购是否缓解了融资约束水平，我们对《指引》前后融资约束的变化进行研究。较高污染组和较低污染组的平均融资随时间趋势的变化如图 5 所示。我们直观地可以看到，处理组和对照组的融资约束差距减小了，即较重污染企业相对于较轻污染企业的融资约束在《指引》颁布后降低。基于此，本文构造了模型（3）验证企业绿色并购对融资约束水平的效应，再借鉴范源源和李建军（2022）、王馨和王营（2021）的做法，建立双重差分模型（4）研究《指引》对重污染企业融资约束的影响：

$$SA_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Gma_{i,t} + \varphi Controls_{i,t} + \mu_t + \lambda_p + \delta_l + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$SA_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 Post_t \times Pollution_i + \beta_2 Pollution_i + \beta_3 Post_t + \varphi Controls_{i,t} + \mu_t + \lambda_p + \delta_l + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

模型（3）和模型（4）中，被解释变量为融资约束，以 SA 指数的绝对值作为企业融资约束的衡量，该指标越高，企业获得外部融资的成本越高，获得融资越困难。其余变量含义与模型（1）一致，控制了年份、省份和行业的固定效应。若绿色并购有缓解融资约束的效应，那么绿色并购应该对融资约束有负效应，表现为模型（3）中 Gma 的系数 β_1 显著为负。若在《指引》的影响下，重污染企业为了缓解融资压力进行绿色并购，那么受《指引》影响较大的较重污染企业的融资约束水平应该相比较轻污染企业有所下降，表现为模型（4）中交互项 $Post_t \times Pollution_i$ 的系数 β_1 显著为负。

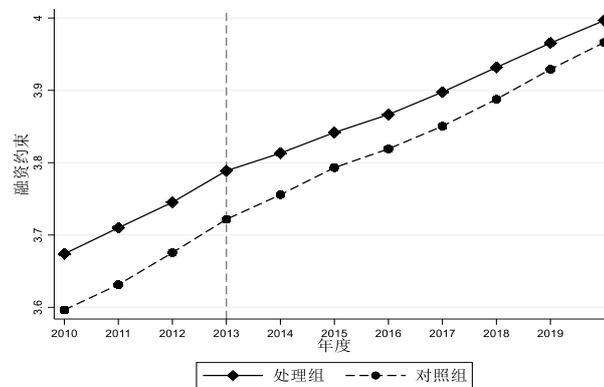


图 3 不同污染水平企业的融资约束的时间趋势

表 9 第（1）列至第（4）列汇报了模型（3）的回归结果，其中第（1）、（3）列为仅加入了年份、省份、行业的固定效应的回归结果，第（2）、（4）列为加入了企业特征控制变量的回归结果。可以看到第（1）列至第（4）列的解释变量系数均显著为负，说明企业绿色并购对融资约束有负效应，即企业绿色并购能缓解融资约束水平。表 9 第（5）、（6）列汇报了模型（4）的回归结果，其中第（5）列为仅加入了年份、省份、行业的固定效应的回归结果，第（6）列为加入了企业特征控制变量的回归结果。第（5）、（6）列的 $Post \times Pollution$ 交互项系数均显著为负，说明《指引》对融资约束有显著负效应。该结果表明，《指引》缓

解较高污染企业的融资约束，减小了较高污染企业和较低污染企业之间融资约束的差距，反映了《指引》的绿色转型动力对融资约束的缓解作用，进一步证明《指引》促进了企业绿色转型。

表9 《指引》对融资约束的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>GmaIF</i>	-0.025** (0.009)	-0.0130 (0.008)				
<i>GmaNum</i>			-0.010*** (0.001)	-0.007*** (0.001)		
<i>Post × Pollution</i>					-0.064*** (0.012)	-0.042*** (0.011)
常数项	3.545*** (0.012)	4.603*** (0.146)	3.546*** (0.012)	4.601*** (0.145)	3.358*** (0.019)	4.457*** (0.140)
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	5484	5484	5484	5484	5484	5484
R^2	0.323	0.394	0.323	0.394	0.323	0.394

六、研究结论

本文将2012年中国银监会颁布的《绿色信贷指引》作为准自然实验，基于中国A股上市公司中的重污染企业样本构建了双重差分模型，验证了绿色金融政策与重污染企业绿色并购行为之间的因果性联系和激励机制。本文的主要结论如下：第一，绿色信贷政策对重污染企业的绿色并购有显著正效应，其不仅增加了重污染企业进行绿色并购的倾向，还提高了重污染企业进行绿色并购的次数。这说明实施绿色信贷政策能推动重污染企业积极进行绿色转型活动，有利于从企业层面开展产业绿色转型工作。第二，绿色金融发展对重污染企业绿色并购的影响在不同样本分类中存在异质性，受企业产权性质、企业高管在任年限、地区绿色金融发展情况等因素的影响。这说明绿色金融体系的全面构建需要考虑多方因素进行调整，积极调动各方参与绿色发展建设的积极性。第三，经过机制检验发现，较重污染企业的融资约束会高于较轻污染的企业，而融资约束会增强绿色信贷政策对绿色并购的促进作用，这也进一步证明绿色金融政策环境下，融资压力是重污染企业绿色转型的驱动力之一。此外，绿色信贷政策对重污染企业融资约束也有显著正效应，说明重污染企业有通过绿色转型来缓解融资压力的倾向。综上所述，绿色金融能促进重污染企业进行绿色并购，且能通过限制重污染企业融资来倒逼其进行绿色转型。

本文的研究结论有如下政策启示：首先，提高绿色金融融资的供给量，弥补重污染企业转型融资难、动力不足的问题。重污染企业转型需要大量资金投入，因此要提高绿色发展积极性需要从根本上提供相应的政策与资金支持。然后，完善绿色金融体系的构建和绿色金融工具的设计，将资金通过政策条款引导至切实开展企业绿色转型的企业，规避企业为以获得融资为目的进行表面化的绿色转型。需要为积极开展绿色转型的企业提供所需支持，也同时

需要对迫切需要绿色转型的重污染行业施加约束和限制。最后,需要综合多方因素构建相关配套措施,并关注绿色金融发展水平不同的地区在配套设施上和需求上的差异化表现。绿色发展离不开以绿色信贷政策为例的各项措施共同实行,而绿色发展环境下重污染企业的绿色转型将为我国制造业良好的、可持续的发展提供坚实基础,并从企业端直接参与经济高质量发展的相关建设,因此具有较高的现实意义。

参考文献

- [1] 蔡海静、汪祥耀和谭超,2019,《绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应》,《会计研究》第3期,第88~95页。
- [2] 曹廷求、张翠燕和杨雪,2021,《绿色信贷政策的绿色效果及影响机制——基于中国上市公司绿色专利数据的证据》,《金融论坛》第5期,第7~17页。
- [3] 陈国进、丁赛杰、赵向琴等,2021,《中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角》,《金融研究》第12期,第75~95页。
- [4] 丁杰,2019,《绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应》,《经济评论》第4期,第62~75页。
- [5] 范源源和李建军,2022,《绿色信贷政策对劳动收入份额的影响研究——基于人力资源与信贷资源再配置视角》,《经济评论》第3期,第22~38页。
- [6] 葛结根,2017,《并购对目标上市公司融资约束的缓解效应》,《会计研究》第8期,第68~73页。
- [7] 贾红睿、何新宇和陈宏民,2000,《企业兼并理论研究进展》,《预测》第1期,第19~24页。
- [8] 金祥义、张文菲和施炳展,2022,《绿色金融促进了中国出口贸易发展吗?》,《金融研究》第5期,第38~56页。
- [9] 黎文靖和路晓燕,2015,《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》,《金融研究》第12期,第97~112页。
- [10] 李善民和陈玉罡,2002,《上市公司兼并与收购的财富效应》,《经济研究》第11期,第27~35页。
- [11] 刘星河,2016,《公共压力、产权性质与企业融资行为——基于“PM2.5爆表”事件的研究》,《经济科学》第2期,第67~80页。
- [12] 刘运国和刘梦宁,2015,《雾霾影响了重污染企业的盈余管理吗?——基于政治成本假说的考察》,《会计研究》第3期,第26~33页。
- [13] 鲁政委、方琦和钱立华,2020,《促进绿色信贷资产证券化发展的制度研究》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第3期,第1~6页。
- [14] 潘爱玲、刘昕、邱金龙等,2019,《媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型》,《中国工业经济》第2期,第174~192页。
- [15] 邱金龙、潘爱玲和张国珍,2018,《正式环境规制、非正式环境规制与重污染企业绿色并购》,《广东社会科学》第2期,第51~59页。
- [16] 沈洪涛和马正彪,2014,《地区经济发展压力、企业环境表现与债务融资》,《金融研究》第2期,第153~166页。

-
- [17]盛明泉、汪顺和张春强, 2017《“雾霾”与企业融资——来自重污染类上市公司的经验证据》,《经济评论》第5期,第28~39页。
- [18]苏冬蔚和连莉莉, 2018,《绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?》,《金融研究》第12期,第123~137页。
- [19]唐国平、李龙会和吴德军, 2013,《环境管制、行业属性与企业环保投资》,《会计研究》第6期,第83~89页。
- [20]王馨和王莹, 2021,《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第6期,第173~188页。
- [21]文书洋、刘浩和王慧, 2022,《绿色金融,绿色创新与经济高质量发展》,《金融研究》第8期,第1~17页。
- [22]吴红军、刘啟仁和吴世农, 2017,《公司环保信息披露与融资约束》,《世界经济》第5期,第124~147页。
- [23]周肖肖、贾梦雨和赵鑫, 2023,《绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究》,《中国工业经济》第6期,第43~61页。
- [24]Bena, J. and K. Li, 2014, “Corporate Innovations and Mergers and Acquisitions”, *The Journal of Finance*, 69(5), pp.1923~1960.
- [25]Chesbrough, H. , 2003, “The Governance and Performance of Xerox’s Technology Spin-off Companies”, *Research Policy*, 32(3), pp.403~421.
- [26]Mao, C. X. and C. Zhang, 2018, “Managerial Risk-Taking Incentive and Firm Innovation: Evidence from FAS 123R”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(2), pp.867~898.
- [27]Faulkender, M. and M. A. Petersen, 2006, “Does the Source of Capital Affect Capital Structure?”, *Review of Financial Studies*, 19(1), pp.45~79.
- [28]Flammer, C. , 2021, “Corporate green bonds”, *Journal of Financial Economics*, 142(2), pp.499-516.
- [29]Goetz, M. R. , 2019, “Financing Conditions and Toxic Emissions”, SAFE Working Paper.
- [30]He, J. and X. Tian, 2013, “The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation”, *Journal of Financial Economics*, 109(3), pp.856~878.
- [31]Lemmon, M. and M. R. Roberts, 2010, “The Response of Corporate Financing and Investment to Changes in the Supply of Credit”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(3), pp.555~587.
- [32]Li, Z. , G. Liao and Z. Wang et al. , 2018, “Green Loan and Subsidy for Promoting Clean Production Innovation”, *Journal of Cleaner Production*, 187, pp.421~431.
- [33]Salvi, A. , F. Petruzzella and A. Giakoumelou, 2018, “Green M&A Deals and Didders’ Value Creation: the Role of Sustainability in Post-acquisition Performance”, *International Business Research*, 11(7), pp.96~105.
- [34]Sharfman, M. and C.S. Fernando, 2008, “Environmental Risk Management and the Cost of Capital”, *Strategic Management Journal*, 29, pp.569~592.
- [35]Wu, H. and Y. Qu, 2021, “How Do Firms Promote Green Innovation through International Mergers and Acquisitions: The Moderating Role of Green Image and Green Subsidy”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(14), 7333.
- [36]Xu, X. and J. Li, 2020, “Asymmetric Impacts of the Policy and Development of Green Credit on the Debt Financing Cost and Maturity of Different Types of Enterprises in China”, *Journal of Cleaner Production*, 264,

121574.