

# 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

喻旭兰 周颖\*

**摘要：**加快推动高污染企业绿色转型是中国政府落实“双碳”承诺的重要内容，也是贯彻“稳中求进”总基调促进经济社会行稳致远的题中应有之义。本文以2007年《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》政策出台为自然实验，基于减排和发展的视角评估了绿色信贷政策对高污染企业绿色转型的影响。研究发现，绿色信贷政策实施后，高污染企业减排成效提升而全要素生产率下降。影响渠道分析表明，政策约束下高污染企业减排成效提升源于前端污染产生减少，而非末端污染去除增加；在前端治污实践中，企业倾向于减少煤炭使用和提高煤炭转化效率，对优化能源消费结构的动力不足。政策约束下高污染企业环境投资将挤出创新性投资，造成创新产出减少，最终导致全要素生产率下降。进一步研究发现，替代性融资方案和金融市场发展有利于缓释绿色信贷政策对高污染企业全要素生产率的负面冲击，而高强度的环境规制政策将加剧这种不利影响。在“积极稳妥推进碳达峰碳中和”背景下，本文研究为客观评价中国绿色信贷政策的施行效果提供了经验证据，同时对未来绿色金融政策的完善和发展具有重要参考价值。

**关键词：**绿色信贷政策 绿色转型 高污染企业

**中图分类号：**F832.4 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-3894(2023)07-0179-22

## 一、引言

党的二十大报告明确提出“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”，同时强调要完善支持绿色发展的金融政策。此前，中国人民银行提出“三大功能”和“五大支柱”的绿色金融发展政策思路，其核心是发挥金融系统的资源配置功能，引导和撬动金融资源向低碳、绿色转型和绿色创新项目倾斜(陈诗一和祁毓,2022;马理等,2023)。然而，对于传统行业中的高污染企业，现有绿色金融政策框架暂时缺乏实质的激励性举措，更多作为一类环境规制工具，通过缩减高污染企业的资金供给来约束其污染排放行为，倒逼企业进行污染减排。中国整体的工业低碳转型始终处于进步状态(周小亮和宋立,2022)，作为国民经济的“压舱石”，高污染企业加快实现绿色转型是经济社会实现低碳转型的关键，也是贯彻“稳中求进”工作总基调的必然要求。因此，基于当

\* 喻旭兰，教授，湖南大学金融与统计学院，电子邮箱：yuxulan@hnu.edu.cn；周颖（通讯作者），硕士研究生，湖南大学金融与统计学院，电子邮箱：zhouying98@hnu.edu.cn。本文获得国家社科基金重大项目(21&ZD115)、湖南省哲学社会科学基金项目(22YBA028)的资助。本文是中国数量经济学会2022年(大连)年会和第十九届中国金融学年会的入选文章，作者感谢樊海潮、王明涛、杨友才、韩超、郑世林以及匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

前绿色金融政策框架,系统研究绿色金融政策约束下高污染企业的绿色转型成效,据此探寻适合中国国情的企业绿色转型路径,是目前中国绿色金融政策实践领域和相关学术研究领域亟须论证的重大命题。

根据中国社会科学院工业经济研究所课题组(2011)的研究,制造业绿色转型是“工业迈向能源资源利用集约、污染物排放减少、环境影响降低、劳动生产率提高、可持续发展能力增强”的过程。由此可知,企业绿色转型的内涵在于通过改变原有的生产经营方式,进而实现企业环境效益和经济绩效的双赢(郭克莎和彭继宗,2021),因而这一概念的核心外延是减排和发展。在减排方面,使用SO<sub>2</sub>排放强度对企业减排成效进行整体评价是已有文献的常用方法,如He等(2020)和Qi等(2023);在发展方面,已有文献集中讨论了规制政策下企业产值或产值增长率的变动,但是产值或产值增长率变动是规制政策对企业经济绩效的短时影响,在一段较长的考察期内,企业生产效率或资源配置效率的变动或许才是应该关注的重点;同时,受到绿色金融政策在环境和资金方面的双重约束,高污染企业减排和发展可能是一对矛盾关系。因此,研究绿色金融政策对高污染企业的影响,本质上就是考察在绿色金融政策的环境规制和融资约束之下,高污染企业如何兼顾减排与发展的问題。

绿色信贷政策作为绿色金融政策的重要组成部分,其对实体经济的作用机制和具体成效是当前绿色金融政策评估的研究热点。已有研究认为,绿色信贷政策施行除对银行自身的经营绩效、成本效率与风险管理等方面产生影响外(丁宁等,2020),还将通过影响信贷客户偏好与资金配置方向进一步形成对借款企业的融资激励机制与融资约束机制(刘锡良和文书洋,2019)。在融资激励机制方面,王遥等(2019)发现绿色信贷激励政策将提高绿色贷款量。郭晔和房芳(2021)认为将绿色信贷资产纳入央行合格担保品范围可以增加绿色信贷企业的信贷可得性并降低其融资成本。Houston和Shan(2021)的研究表明银行更可能向环境、社会和公司治理表现与银行自身相匹配的借款企业提供贷款。在融资约束机制方面,Reghezza等(2021)发现政策实施后高排放行业的银行贷款减少且贷款利率上升。Chava(2014)指出当企业出现环境问題时,银行提供的信贷资金将附带较高的利率条款。

就高污染企业而言,已有研究达成的共识是,绿色信贷政策将对其债务融资成本和期限结构产生负面影响,具有显著的融资惩罚效应(Fan等,2021;陆菁等,2021),通过融资渠道影响企业投资决策(苏冬蔚和连莉莉,2018),进而影响其环境表现和经济绩效。在环境表现方面,Bartram等(2022)发现融资约束将促使受限企业将污染型生产转移至其他地区,企业整体环境表现并未改善。Xu和Kim(2022)的研究也表明,融资约束压力下,污染企业会权衡治污成本与环境罚金并选择持续排放有毒气体。而Fan等(2021)使用中国微观企业数据发现,绿色信贷政策实施后环境违约企业污染排放大幅减少,但具体减排方式因企业规模而异。在经济绩效方面,已有文献证明绿色信贷政策将对企业生产经营形成一定程度的负面冲击(王修华等,2021),而技术创新将缓解政策对产出的不利影响(Chen等,2022;解学梅和韩宇航,2022)。换言之,倒逼企业进行绿色技术创新的“波特效应”是绿色信贷政策减缓其负面冲击乃至提升企业生产率的核心渠道。然而,关于绿色信贷政策是否存在“波特效应”,已有研究尚未达成一致的结论(陈国进等,2021;王馨和王营,2021;陆菁等,2021;丁杰等,2022)。

本文从减排和发展的双重视角界定“企业绿色转型”,分别用SO<sub>2</sub>排放强度和全要素生产率作为减排和发展的实际考察指标。利用中国政府于2007年7月出台的《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》(以下简称《意见》)——这一政策事件在行业层面的非对称冲击构建双重差分模型,同时采用数个大型微观数据库的匹配样本,评估绿色信贷政策施行对高污染企业绿色转型的影响,并试图廓清绿色信贷政策约束下高污染企业绿色转型所依赖的特定路径。相比于已有研究,本文可能的贡献在于:(1)已有文献大多从环境绩效改善和生产率提升的某一方面来单独考察绿色信

贷政策的微观效应,或者两方面均进行考察但缺少对两者关系的深入探讨,这种相对割裂的研究视角可能忽视了绿色信贷政策影响下高污染企业环境绩效改善与生产率提升之间此消彼长的矛盾关系。本文以减排和发展的双重视角为研究切入点,发现绿色信贷政策约束下高污染企业减排效益提升但发展受阻的事实,在此基础上进一步剖析了政策约束下高污染企业的污染减排路径,以及不断增长的环境投资对企业长远发展的影响。本文研究不仅厘清了信贷约束条件下高污染企业做出渐进式环境投资决策的潜在动机,同时从“挤出效应”角度为理解规制政策之下受限企业无法兼顾多重目标的特征事实提供了新的理论解释和分析框架,是对现有绿色金融政策评估研究和企业绿色转型影响因素研究的重要补充。(2)现有研究多将2012年颁布的《绿色信贷指引》(以下简称《指引》)作为中国绿色信贷政策实施的准自然实验,并使用上市公司数据进行回归估计。事实上,中国绿色信贷政策起始于2007年出台的《意见》,已有绿色信贷政策评估类的研究可能存在由政策预期导致的内生性问题。本文使用数个大型微观数据库的匹配样本,将中国于2007年开始实施的绿色信贷政策视为一次准自然实验进行双重差分估计。同时,本文还基于替代性融资方案、环境规制和金融发展等影响企业信贷融资的内外部环境因素捕捉了绿色信贷政策施行的微观异质化效果,赋予了回归模型更为可靠的因果识别力。总之,本文研究为客观评价绿色信贷政策施行的实质效果提供了经验证据,同时为今后绿色金融政策的完善和发展提供了重要参考。

## 二、制度背景与理论分析

### (一)制度背景

2007年7月,原中国银行业监督管理委员会(以下简称“银监会”)、原国家环境保护总局和中国人民银行联合颁布《意见》,首次在监管层面对银行的信贷工作进行专门规定,明确对向环境违法项目提供贷款的违规行为追究责任。《意见》的发布意味着“绿色信贷”概念的初步形成与绿色信贷政策的启动实施,并从功能上将其作为落实环境保护与节能减排工作的市场化手段(苏冬蔚和连莉莉,2018)。为改变“企业环境守法成本高、违法成本低”的状况,《意见》从三方面对相关工作的落实展开进行了规定:(1)根据国家产业政策,分别对鼓励类项目、限制和淘汰类新建项目、限制类现有生产能力和淘汰类项目采取差异性的授信政策;(2)金融部门与环保部门密切配合,环保部门向金融部门提供企业环境信息,并将其纳入信用信息基础数据库;(3)对向环境违法项目贷款的违规行为追究相关机构和责任人责任。《意见》实施以后,银行机构加强了环保和信贷管理工作的协调配合,将企业环境违法行为与减排效果作为银行贷款审批的必备条件之一,并且在银行内部将银行环保授信工作的评价结果与银行高管人员的履职评价、分支机构准入及业务发展挂钩。这一系列具体的监管措施有利于引导信贷资金投向环境友好项目,同时对资金投入“两高”项目形成了实质的约束力。此后,关于绿色信贷的另一项重要政策文件是2012年出台的《指引》,《指引》的发布意味着绿色信贷政策的最终落实。

通过对银行机构信贷业务采取严格的监管约束手段,《意见》施行取得了良好成效。根据中国银行业协会发布的《中国银行业社会责任报告》,从贷款总量来看,银行业投入节能环保领域的贷款从2007年的3411亿元增长至2013年的16045亿元,年均增长幅度达61.7%;从绿色贷款来看,自2008年兴业银行成为国内首家开通绿色信贷业务的金融机构,各大商业银行与政策性银行陆续开展推广绿色信贷业务。到2017年末,共有32家银行机构开通绿色信贷业务并披露其通过该业务减污降碳的效益。根据原银监会的测算,中国大陆地区21家主要银行机构的绿色贷款余额从2013年6月末的48527亿元增长至2017年6月末的82957亿元,其中投向战略新兴产业的绿色贷款由

14233亿元增长至17644亿元;减排效益也逐步凸显,到2017年6月末,银行节能环保及服务贷款每年可节约标准煤2亿吨,减碳5亿吨。

减排效益的提升离不开工业制造企业特别是碳密集度高的高污染企业主动采取的减排措施。一般而言,生产制造型企业的减排措施主要包括前端污染防范和末端污染处理两种,前者如提高能源利用效率、采用清洁生产工艺等,后者如安装污水处理系统、购置固化废气处理设备等,这两种减排措施都离不开前期资金的大量注入与持续补充,特别对于本身就属于“两高”行业的制造企业,在环境质量监管日趋严格的形势下,这部分企业的环境投融资需求尤其旺盛。然而,《意见》指出“污染企业关停带来的信贷风险加大,已严重影响了社会稳定和经济安全”,金融机构减少乃至停止向这类企业提供贷款,尤其对于国家产业政策中的“淘汰类项目”,甚至规定“停止各类形式的新增授信支持,并采取措施收回已发放的贷款”。虽然《意见》也提出“引导企业通过技术改造和升级达到环保要求,为防范信贷风险创造条件”,但由于缺少明确的技术改造路径与信息披露标准,出于防范“洗绿”风险的考虑,银行往往采取授信“禁入”政策。而为了达到减排目标,高污染企业不得不将大量自有资金和其他生产要素投入减排活动中,这部分环境投资可能挤占企业的生产性投资(如原材料采购、锅炉添造、生产线引进)和发展性投资(如产品开发、技术创新、管理改进),极端情况下企业甚至可能采取降低产量的方式来达到减排目标(Fan等,2021)。因此,从这个意义上讲,《意见》的施行有利于促进高污染企业减排,也有可能对其生存和发展构成一定的威胁。

## (二)理论分析

### 1.绿色信贷政策对高污染企业减排成效及环境投资决策的影响

根据外部性理论,企业污染排放行为具有强负外部性,污染排放降低环境空气质量,工人生产与生活环境恶化,劳动生产率降低,最终导致经济效率损失与福利减少,而污染企业却并未对其进行补偿(Zivin和Neidell,2012;Hanna和Oliva,2015;Fu等,2021)。这意味着,企业污染排放所造成的环境成本将由社会承担,私人边际成本小于社会边际成本,资源配置偏离帕累托最优状态(Xu和Kim,2022)。此时,依靠市场并不能解决这类问题,通过明确产权或进行外部干预可将社会边际成本增长的那一部分加计到企业私人边际成本之上,即所谓的外部成本内部化。对于高污染企业而言,绿色信贷政策作为一种典型的外部规制手段,其施行同样能够达到外部成本内部化的效果。绿色信贷政策将高污染企业排除在支持目录之外,同时还基于企业减排计划以及减排目标是否达成,做出是否向其持续提供贷款、是否提高信贷利率甚至是否追回已有授信的决定。除增加信贷融资成本,银行缩减企业贷款本身就是一种信号,对于投资者而言,授信缩减意味着企业作为当前宏观政策调控下的约束主体,短期内无法从根本上改变现状以达到污染减排目标与环境质量要求。环境负面消息在资本市场传播影响投资者预期,市场将给予该企业一个较低的估值,企业资本市场融资成本提高(Banerjee,1992;Capelle-Blancard和Laguna,2010)。通过这样一套制度安排,绿色信贷政策将企业污染排放的环境成本与融资成本深度绑定,倒逼高污染企业审视自身的社会与环境责任,促使其主动将环境因素纳入生产函数的约束条件之中。

通过内部化企业排污的环境成本,绿色信贷政策将进一步影响高污染企业的环境投资决策。企业生产过程全绿化包括前端生产流程变革与末端污染治理,这些都需要大量资金的投入(马骏和安国俊,2020),尤其对于末端污染治理中污染处理设备的投资,需要资金的长期稳定投入,因而选择末端治理,就意味着企业一部分资金被长期占用,而这部分环境投资短期内不能产生经济效益。当企业选择在生产端进行流程变革时,一方面可在污染的源头进行减排,减轻末端治理的压力;另一方面,由于前端污染防治与企业生产经营直接挂钩,因而在生产端进行环境投资,还可以在某种程度上保障企业生产经营的可持续性。在中国当前的金融体系下,银行贷款是企业债务融资的主

要来源(Allen等,2005),绿色信贷政策实施后,高污染企业外源融资受阻,在此情形下企业将权衡各类环境投资的成本和收益,综合上文分析,企业更可能将有限的资金配置于生产端。此外,在前端减排的众多举措中,配套清洁生产工艺、进行绿色技术研发和提升清洁能源比例的投资期限长、投资风险高,并且市场效益在较短的商业周期内难以直接兑现。在此情况下,高污染企业更倾向于在已有生产制造工艺与技术水平的基础上尽量减少毒害副产物的伴随产生,如采购毒性较小的原材料、减少煤炭资源使用和提高常规化石能源转化效率等,这是一类比较渐进节约的减排方式(刘金科和肖翊阳,2022)。基于上述分析,本文提出:

假说1:绿色信贷政策实施后,高污染企业减排成效明显提升。

假说2:绿色信贷政策约束下,高污染企业将采取渐进节约的前端治理手段参与减排。

## 2.绿色信贷政策约束下高污染企业环境投资对企业发展的影响

本文界定的企业“发展”指的是企业生产效率的改进和资源配置效率的提升,为此本文使用全要素生产率作为“发展”的代理指标。根据索洛增长模型和内生增长理论,全要素生产率衡量的是技术进步对经济增长的综合贡献,对于企业而言,全要素生产率提升以技术进步作为驱动力,企业技术进步的一个重要来源是技术创新,而技术创新是企业创新性投资的结果产出。因此,分析绿色信贷政策约束下高污染企业环境投资对企业发展的影响,本质上就是分析企业环境投资对创新性投资的具体影响。

企业在进行技术研发创新性投资时同样需要大量资金的持续补充,那么,在外部资金受限的情况下,高污染企业所进行的环境投资对其创新性投资有何影响?换言之,绿色信贷政策究竟是促进还是抑制高污染企业技术研发行为?新古典经济学派认为,环境规制一方面通过法律诉讼、违约处罚、征收环保税等方式增加企业私人成本,降低其市场竞争力;另一方面,环境规制将促使企业将更多的生产要素投入环境治理项目,挤占企业原本投入创新研发项目的资源,导致企业创新产出减少(Petroni等,2019)。根据内生增长理论,全要素生产率提升来源于创新引致的技术进步,因此,环境规制下的企业环境投资行为将对创新性投资产生“挤出效应”,抑制技术研发活动,最终导致全要素生产率下降。就绿色信贷政策而言,该政策对高污染企业更多充当一种约束手段,因而其本质上也是一种环境规制政策,但其“挤出效应”的具体形式与一般的环境规制工具有所不同。绿色信贷政策实施后,高污染企业信贷门槛提高,企业信贷可及性降低,在整体融资约束加剧的情形下,企业将调低未来新增投资的预算,从而削减用于技术研发项目的财务资金,此处表现为“信贷约束效应”。另外,绿色信贷政策施行将促使高污染企业更多关注其生产经营行为所带来的环境与社会影响,企业倾向于将大量生产要素配置于减排活动,从而挤占了创新投资,造成企业技术研发项目进一步受限,此处表现为“遵循成本效应”。因此,绿色信贷政策约束下环境投资对创新性投资的“挤出效应”,来自“信贷约束效应”和“遵循成本效应”的双重叠加影响(陆菁等,2021)。

与新古典经济学派所持观点不同,“波特效应”假说认为新古典经济学派得出的环境规制抑制企业创新的结论基于静态分析框架,动态条件下,环境保护与创新发展的关系并不是此消彼长的关系,而是一种倒逼促进关系(Porter和Van der Linde,1995)。绿色信贷政策通过两条路径来促进高污染企业技术创新:一是“创新补偿”路径。绿色信贷政策实施后,企业投资的短视行为与机会主义倾向将得到有效抑制,企业把有限的资金精心配置于最能提升其环境表现的项目,从而将生产调整至合理水平并削减过剩产能。资金更多地配置于污染减排将对企业生产造成较大损失,但这种损失会逐步降低,并最终低于潜在产出增长(陈诗一,2010)。随着生产制造流程的集约化,企业将引进或者自行开发相关技术,以期用最少的资金供给与最小的环境代价实现较高的产值增长效益,企业全要素生产率也将提升,冲抵甚至超过绿色信贷政策的制度执行成本,形成一定的“补偿性收

益”。二是“竞争优势”路径。随着绿色产业的正外部性兑现,持续在位的高污染企业将享受生产效率提升和市场竞争能力增强的双重红利(Pástor等,2022)。一方面,前期环境投资带来企业减排成效的持续改善,企业过剩产能逐步转化为不断提升的生产效率,企业申请银行贷款的难度减小,融资约束放缓,信贷可及性增强,企业用于创新性投资的外部资金由此增加。此外,环境表现大幅改善的高污染企业更倾向于主动披露其环境信息,而有效的环境信息披露将受到绿色投资者的青睐,企业在资本市场上获得一个较高的估值。另一方面,随着公众环保意识的日益提升,绿色厂商将在产品市场上获得更大的竞争优势和更高的溢价。为在逐渐“绿色化”的竞争中一席之地,这部分得到银行授信的企业将进行技术研发以提供差异化的绿色产品和服务,并且逐步改善的现金流状况也为企业研发创新活动提供了内部资金支持(鞠晓生等,2013)。基于上述分析,本文提出:

假说3:绿色信贷政策约束下,高污染企业的环境投资将通过“挤出效应”和“波特效应”对其长远发展分别产生负向和正向的影响。

### 三、研究设计

#### (一)识别策略

为精准识别绿色信贷政策对高污染企业绿色转型的因果效应,本文将2007年7月出台的《意见》视为绿色信贷政策实施的外生冲击事件<sup>①</sup>,基于经典的双重差分估计框架(Difference-in-Differences, DID),同时参考Fan等(2021)的研究,从减排和发展的双重视角考察绿色信贷政策约束下高污染企业的绿色转型成效,基准模型设定如下:

$$Y_{fcti} = \alpha GCP_{it} + X'_{it}\beta + Trend_{ft} + \phi_{fcti} + \varepsilon_{fcti} \quad (1)$$

其中,下标 $f, t, c$ 和 $i$ 分别代表企业、年份、城市和行业。被解释变量 $Y_{fcti}$ 表示污染排放强度指标与全要素生产率。 $X'_{it}$ 代表一系列企业层面的控制变量。 $Trend_{ft}$ 是时间趋势项,用来吸收被解释变量可能存在但尚未被控制变量和固定效应所完全覆盖的增减趋势。 $\phi_{fcti}$ 代表企业、年份、城市和行业固定效应,分别用以吸收个体、时间、地区和行业层面不可观测的典型特征对相同组别范围内企业的同质性冲击。 $\varepsilon_{fcti}$ 是随机扰动项。此外,考虑到同一城市和同一行业中企业特征因素在时间序列上存在一定程度的趋同性,本文还在年份-城市-行业层面对估计系数的标准误进行了聚类调整。

本文核心解释变量 $GCP_{it} = Treat_i \times Post_t$ ,其中 $Treat_i$ 是处理组虚拟变量,高污染企业取1,非高污染企业取0; $Post_t$ 是绿色信贷政策实施前后的虚拟变量,2007年以前年度取0,2007年以后年度取1,2007年当年取0.420<sup>②</sup>。在构造该双重差分项时,关键是根据绿色信贷政策实施后银行机构贷款授信的实际变动情况,将样本划分为仅包含高污染企业的处理组和包含非高污染企业的控制组。2007年5月,国务院发布了《国务院关于印发节能减排综合性工作方案的通知》(以下简称《通知》),该政策文件明确界定了占全国工业能耗和SO<sub>2</sub>排放近70%的六大“两高”行业(包括电力、钢铁、有色、建材、石油加工、化工等)。作为《意见》出台的前瞻指引性文件,《通知》划定的六大“两高”行业实际上代表着绿色信贷政策实施后银行授信变动的具体方向,为本文利用双重差分方法捕捉到一个相对精

<sup>①</sup> 在附录部分,本文讨论了选择2007年的《意见》而非2012年的《指引》作为绿色信贷政策实施文件的原因。详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

<sup>②</sup> 考虑到《意见》出台于2007年7月中旬,以及《意见》实施后银行从制定到执行差异性授信政策的过程存在一定的时滞,本文设定该年实际只有5个月受到政策影响,因此在2007年当年 $Post_t$ 赋值为0.420(5/12)。此外,实际回归中,交乘变量的两个单独项( $Treat_i$ 和 $Post_{2007}$ )对被解释变量的影响效应分别被控制得更为精细的行业固定效应和年份固定效应吸收殆尽,因此回归结果表格中均无相应汇报。

准的政策净影响效应提供了良好的契机。本文依据《通知》界定的“两高”行业对样本企业进行分组。具体而言,若企业所属行业的二位代码处于六大“两高”行业之中,则该样本企业被识别为高污染企业,作为本文的处理组;其余制造业企业识别为非高污染企业,作为本文的控制组。此外,由于本文实质上考察的是绿色信贷政策的融资约束效应,因此剔除了相关环保企业样本。

## (二)数据说明

### 1.数据来源与数据清洗

本文主要涉及三个大型微观企业数据库:1998~2013年中国工业企业数据库、1998~2014年中国企业污染调查数据库和1998~2018年中国企业创新专利数据库,这三个微观数据库分别来源于中华人民共和国国家统计局、生态环境部和国家知识产权局。由于微观数据库存在匹配混乱、指标缺失、指标异常等问题(聂辉华等,2012),本文对其进行了预处理:(1)参考Brandt等(2012)的研究,采用序贯识别法(Sequential Judgment Method),依次按照“法人代码、企业名称、成立年份+法人代表、六位数行政区划代码+法人代表+联系方式”的步进顺序对数据库中的样本企业进行交叉识别,从而形成单个微观数据库的面板数据集。(2)基于法人代码和年份字段进行数据库之间的匹配与合并,从而构建出工企-污染和工企-创新两个合并数据库。在此基础上对合并数据库进行数据清洗,具体的动作步骤包括:

(1)鉴于样本期间国民经济行业分类标准发生过多次变动,本文将四位数行业分类代码统一至《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2002);(2)为剔除物价波动的影响,采用1998~2013年二位数字行业的PPI(1998=1)对所有货币型指标进行平减处理;(3)限定样本行业为制造业,并参考杨汝岱(2015)的处理思路,剔除2010年的样本,剔除主营业务收入少于2000万元、从业人数少于8人、流动资产和固定资产净值大于总资产、本年折旧大于累计折旧、资产负债率小于0、开业年份大于统计年份以及职工薪酬、应交增值税、财务费用为负的样本,同时剔除关键指标数据缺失的样本。最终,本文得到在企业-年份维度上存在变异、包含81857家制造企业、时间跨度为1998~2013年、共249504个观测值的非平衡面板数据集<sup>①</sup>。

### 2.变量测算与描述性统计

被解释变量方面,考虑到工业SO<sub>2</sub>为企业主要污染排放物(陈登科,2020),本文选取SO<sub>2</sub>排放量占工业总产值的比重(*Polint*)作为企业污染排放强度的代理变量。同时,本文也将使用SO<sub>2</sub>排放量占工业增加值的比重(*Polint1*)和工业废水排放量占工业总产值的比重(*Polint2*)作为污染排放强度的代理变量,进行稳健性测试。此外,参考Olley和Pakes(1996)以及Levinsohn和Petrin(2003)的方法对企业全要素生产率进行测算,测算结果分别用*TFP<sub>op</sub>*和*TFP<sub>lp</sub>*表示。

控制变量方面,本文参照万攀兵等(2021)以及韩超和李鑫平(2023)的研究,选取企业年龄(*Age*)、企业规模-总资产(*Size1*)、企业规模-员工数(*Size2*)、资本结构(*Capstr*)、财务杠杆(*Leverage*)、资产收益率(*ROA*)、薪酬水平(*Wage*)和成长能力(*Growth*)。其中,企业年龄用统计年份与成立年份之间的差值加1来表示;企业规模分别用总资产的自然对数以及从业人数的自然对数表示;资本结构以固定资产与总资产的比值表示;财务杠杆以资产负债率表示;资产收益率以净利润与总资产的比率表示,由于中国工业企业数据库缺少净利润字段,此处净利润用利润总额与应交所得税之间的差额来间接测算;薪酬水平以应付职工薪酬表示;成长能力以主营业务收入的算术平均增长率表示<sup>②</sup>。

① 由于数据清洗后存在较多缺失值,附录对样本各年度的分布情况以及缺失值的随机性进行了说明。

② 基准回归模型中的控制变量均为当期值,为缓解模型内生性问题并作为一组额外的稳健性测试,本文还将所有控制变量的滞后一期值代入式(1)重新进行回归估计,回归结果见附录。

为减轻少量异常值对估计结果的干扰,本文对所有连续型指标均进行了上下1%的缩尾处理(Winsorize)。为缩小不同指标在数量级上的绝对差异以及规避异方差问题,本文还对部分非比率指标取其自然对数。表1汇报了本文实证部分主要变量的测算方法与描述性统计结果<sup>①</sup>。

表1 本文主要变量的测算方法与描述性统计

变量	测算方法	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Polint</i>	SO <sub>2</sub> 排放量/总产值	249504	0.593	1.491	0.000	10.091
<i>Polint1</i>	SO <sub>2</sub> 排放量/增加值	249504	2.125	5.140	0.000	34.366
<i>Polint2</i>	废水排放量/总产值	249504	1.686	4.408	0.000	29.475
<i>TFP<sub>op</sub></i>	OP法(对数)	249504	9.668	1.615	5.520	13.785
<i>TFP<sub>lp</sub></i>	LP法(对数)	249504	10.098	1.295	7.606	13.821
<i>Treat</i>	高污染企业=1,其他=0	249504	0.220	0.414	0.000	1.000
<i>Age</i>	统计年份-成立年份+1	249504	12.281	11.535	1.000	57.000
<i>Size1</i>	总资产(对数)	249504	11.241	1.473	8.300	15.330
<i>Size2</i>	从业人数(对数)	249504	5.692	1.054	3.332	8.615
<i>Capstr</i>	固定资产/总资产	249504	0.365	0.202	0.020	0.891
<i>Leverage</i>	总负债/总资产	249504	0.570	0.248	0.031	1.206
<i>ROA</i>	净利润/总资产	249504	0.102	0.167	-0.122	0.888
<i>Wage</i>	应付职工薪酬	249504	28.803	40.164	3.242	298.165
<i>Growth</i>	主营业务收入增长率	249504	0.429	0.497	-0.486	1.986

#### 四、实证分析

##### (一)绿色信贷政策对高污染企业绿色转型的影响

表2汇报了基准回归模型的估计结果,其中第(1)~(4)列的被解释变量为污染排放强度,第(5)~(7)列的被解释变量为全要素生产率。第(1)列和第(5)列未引入控制变量,所有回归方程均控制了企业、年份、城市和行业固定效应。

表2 绿色信贷政策对高污染企业绿色转型的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	污染排放强度				全要素生产率		
	<i>Polint</i>	<i>Polint</i>	<i>Polint1</i>	<i>Polint2</i>	<i>TFP<sub>op</sub></i>	<i>TFP<sub>op</sub></i>	<i>TFP<sub>lp</sub></i>
<i>GCP</i>	-0.475*** (0.032)	-0.477*** (0.031)	-1.254*** (0.108)	-0.336*** (0.071)	-0.092*** (0.021)	-0.079*** (0.019)	-0.055*** (0.013)
控制变量	否	是	是	是	否	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	249504	249504	249504	249504	249504	249504	249504
调整R <sup>2</sup> 值	0.671	0.673	0.650	0.724	0.709	0.757	0.847

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内的值为聚类到年份-城市-行业层面的稳健标准误。“控制变量”包括企业年龄(*Age*)、企业规模-总资产(*Size1*)、企业规模-员工数(*Size2*)、资本结构(*Capstr*)、财务杠杆(*Leverage*)、资产收益率(*ROA*)、薪酬水平(*Wage*)、成长能力(*Growth*)和时间趋势项(*Trend*),“固定效应”包括企业、年份、城市和行业固定效应。

<sup>①</sup> 后续其他变量的测算方法与描述性统计结果见附录。

以表2第(2)列和第(6)列结果为例,核心解释变量  $GCP$  的系数均在1%的统计水平上显著为负。这意味着,绿色信贷政策实施以后,相对于非高污染企业,高污染企业减排成效提升,同时全要素生产率受到抑制。基准回归结果表明,绿色信贷政策施行通过信贷渠道对高污染企业经营投资和环境治理行为形成了实质性约束,高污染企业在重新审视自身环境与社会责任感的基础上,积极采取减排举措并取得了一定的实际成效,假说1得到证实。此外,回归结果亦表明,绿色信贷政策对高污染企业的全要素生产率产生了一定程度的负面冲击,绿色信贷政策约束下高污染企业减排和发展存在一定的矛盾。

## (二)平行趋势假说检验与政策动态效应考察

双重差分模型的一个关键假设是平行趋势假说,就本文而言,即要求高污染企业和非高污染企业之间污染排放强度和全要素生产率的差异在绿色信贷政策实施前不随时间推移而发生显著变化。确保平行趋势假说满足的原因在于,绿色信贷政策实施之前,部分高污染企业可能通过各种渠道提前获知未来政策收紧并预期其对企业可能产生不利影响,因此提前调整自身的投资、生产与经营决策,同时这种决策也将影响企业污染排放强度与全要素生产率,从而致使双重差分估计结果出现系统性偏误。本文参考 Jacobson 等(1993)和 Beck 等(2010)的事件研究法(Event Study)进行平行趋势假说检验,构建的计量模型如下:

$$Y_{fict} = \sum_{k=1998, k \neq 2006, 2010}^{2013} \alpha_k D_k \times Treat_i + X'_{ft} \beta + Trend_{ft} + \phi_{fict} + \varepsilon_{fict} \quad (2)$$

其中,  $D_k$  是时间虚拟变量,当样本所属年份为  $k$  年时取1,否则取0,其余字母符号的解释同式(1)。为避免出现多重共线性,本文将基准期设定为2006年。

图1分别绘制了以  $Polint$  和  $TFP_{op}$  作为式(2)被解释变量时,系数  $\alpha_k$  的大小和显著性<sup>①</sup>。观察可知,在2007年以前,交互项系数  $\alpha_k$  均不显著地异于0,这说明在政策实施以前,高污染企业与非高污染企业之间污染排放强度和全要素生产率的差异不随时间变化,从而平行趋势假说得到验证。同时,对于2007年以后的交互项系数,其估计值逐年减小,且在样本期的末年均出现显著异于0的情况,这说明绿色信贷政策实施后,相对于非高污染企业,高污染企业环境表现改善更明显而全要素生产率下降更剧烈,且政策对两者的影响效应逐年增强。这也意味着,至少在政策实施后的六年以内,高污染企业环境表现持续改善而全要素生产率持续受到抑制。

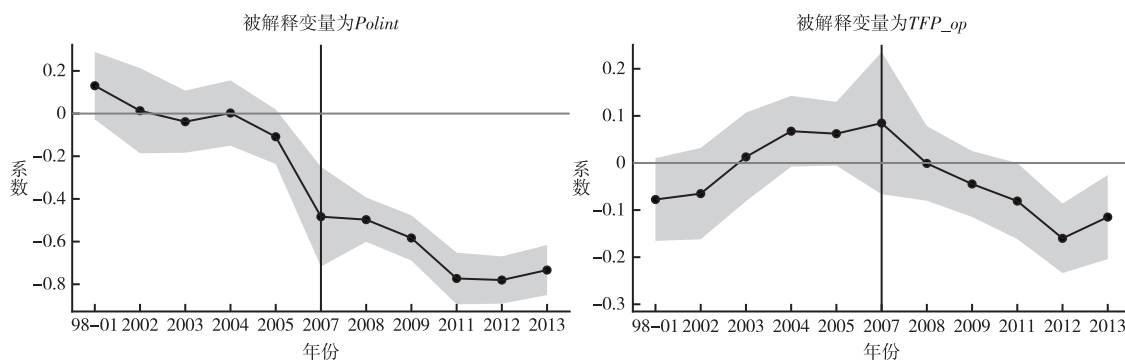


图1 被解释变量分别为  $Polint$  和  $TFP_{op}$  的平行趋势假说检验

① 其余被解释变量的平行趋势假说检验结果见附录。

(三)稳健性测试<sup>①</sup>

1.反事实分析

现实存在的一种情况是,若某些不可观测的冗余因素与绿色信贷政策有着较高的相似度与同步性,那么表2结果将是由这些冗余因素和绿色信贷政策混合叠加导致的。本文基于反事实分析框架对基准模型进行置换检验(Permutation Test),即按照一定的抽样规则随机设置“两高”行业的二位数代码和政策作用年份,若基于这样的分组安排和时间设定所得到的估计系数与基准模型的“真实”系数相去甚远,则说明基准回归结果并非由不可观测的冗余因素所驱动。图2展示了500次抽样后GCP估计系数的分布情况,可以发现,系数均值(横轴垂直线)集中分布在0附近。同时,考虑到基准回归中交互项系数分别为-0.477和-0.079,因而基准模型的“真实”估计系数在图2中表现为小概率事件,这一结果进一步支持了本文的基本发现。

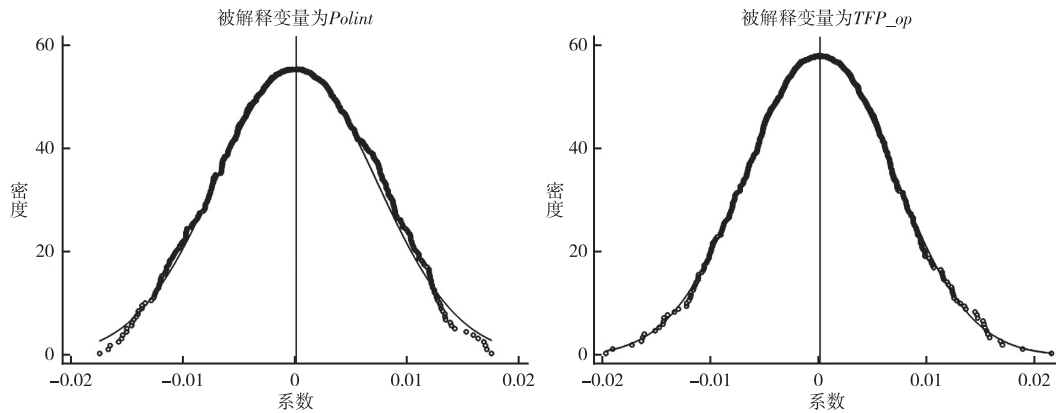


图2 500次随机化处理后GCP估计系数的分布情况

2.在不同聚类尺度下考察政策影响程度的差异

分组变量  $Treat_i$  本身属于0-1型虚拟变量,交互项系数仅代表企业是否受到政策影响的差异,而不能体现政策对不同企业影响程度的差异。同时,根据二位数行业代码进行分组可能忽视了在不同分组聚类尺度下政策对企业影响的局部效应,结果仅仅代表了二位数行业变异下的平均水准。有鉴于此,本文分别将个体、四位数行业和二位数行业在1998~2006年的平均SO<sub>2</sub>排放强度与  $Post_t$  交乘,构建出三个双重差分项  $GCP_k$  ( $k=1,2,3$ ) 并依次替代式(1)中的  $GCP_{it}$ 。表3汇报了估计结果,结果显示,除第(2)列中的  $GCP_1$  系数为不显著的正数外,其余回归系数均负向显著,该结果与基准回归结果并无实质性差异。

3.排除同期环境规制政策的影响

2007年前后中国政府集中出台了数项环境保护政策,如2006年启动的“十一五”环保目标责任制、2007年实施的SO<sub>2</sub>排污权交易制度等。理论上,环境规制政策也将对企业生产经营活动及投融资行为产生一定影响(He等,2020;任胜钢等,2019),从而模糊甚至扭曲绿色信贷政策实施的实际效果。中国的环境规制政策大多以行政区划或行业为实施单位(陈登科,2020),基于这一特征事

<sup>①</sup> 限于篇幅,除反事实分析和在不同聚类尺度下考虑政策影响程度差异的检验外,其余稳健性测试结果均未在正文中汇报,具体参见附录。

实,本文通过在式(1)中进一步控制城市-年份和二位数行业-年份联合固定效应来排除环境规制政策对绿色信贷政策因果识别的干扰。结果显示,在进一步排除同期重要环境规制政策对基准模型的潜在干扰后回归结果依然稳健。

表3 不同聚类尺度下的广义双重差分估计

变量	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)			
	个体排污强度						四位数行业排污强度				二位数行业排污强度			
	<i>Polint</i>		<i>TFP_op</i>		<i>Polint</i>		<i>TFP_op</i>		<i>Polint</i>		<i>TFP_op</i>			
<i>GCP<sub>k</sub></i>	-0.547***	0.007	-0.375***	-0.038***	-0.362***	-0.082***	(0.015)	(0.005)	(0.020)	(0.008)	(0.021)	(0.011)		
控制变量	是	是	是	是	是	是								
固定效应	是	是	是	是	是	是								
样本量	249504	249504	249504	249504	249504	249504								
调整 R <sup>2</sup> 值	0.713	0.757	0.678	0.757	0.674	0.757								

注:同表2。

通过控制行业-年份和地区-年份两个联合固定效应来排除同期环境规制政策的影响,主要基于中国的环境规制政策大多以城市或行业为实施对象这一基本事实的考虑。为了进一步排除其他潜在干扰性因素的影响,特别是2007年同年环境规制政策的干扰,本文参考郭俊杰和方颖(2022)的方法,根据绿色信贷政策和其他干扰性政策在作用渠道方面的差异构造第三重差分,进行三重差分估计(Triple Difference Estimator, TD或DDD)。绿色信贷政策主要对存在外部融资需求的企业产生影响,对外部融资需求较低或无外部融资需求的企业影响有限;同时,其他非金融类环境规制政策对企业的影响与企业外部融资需求的高低无关。本文将企业外部融资需求作为第三重差分。参考Durnev和Kim(2005)的研究,企业外部融资需求变量(*External*)的计算公式如下:

$$External_i = \left( Asset_i - Asset_{i-1} \right) / \left( Asset_{i-1} - ROE_i / (1 - ROE_i) \right) \quad (3)$$

其中,*Asset*表示企业资产规模的自然对数,*ROE*表示企业净资产收益率。本文首先计算出各个企业1998~2006年*External*均值,然后计算出这一系列均值的平均数,高于平均数的为外部融资需求高的组别,其对应的异质性指标*HI*计为1,低于平均数的为外部融资需求低的组别,相应地*HI*计为0。结果显示,*GCP*和*HI*的交互项系数均至少在10%的统计水平下显著为负,该结果与表2无实质性差异。

#### 4. 考虑模型自选择问题

一个担忧是,“两高”企业可能本身就具有债务负担重、管理水平落后、创新动力不足等特征,在政策没有实施的情况下可能就与其他非高污染企业存在较大的系统性差异,从而削弱了本文对政策效果识别的有效性。有鉴于此,本文参考Heckman(1979)的研究,构建二阶段处理效应模型(Two-stage Treatment Effect Model)<sup>①</sup>,其中第一阶段选择方程的工具变量本文使用*Treat<sub>i</sub>*的二位数行业-年份均值。由于二位数行业受政策影响的整体情况在一定程度上可以预测行业内单个企业是否将受到政策冲击,且二位数行业的整体情况无法直接干预企业自身的投融资决策,因此该变量

① 对于可观测因素带来的自选择问题,本文将采用倾向得分匹配-双重差分方法(PSM-DID)予以解决,结果见附录。

满足工具变量的相关性和排他性要求。结果显示,当结果方程的被解释变量为  $Polint$  和  $TFP_{op}$  时,核心解释变量  $GCP$  的估计系数分别在 1% 的统计水平上显著为负,且两者的逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio, IMR)均在 10% 的水平上显著,这说明在考虑模型自选择偏误问题的情况下基准回归结果也是相对稳健的。

#### 5. 剥离政策预期的不利影响

对绿色信贷政策的提前预期可能导致企业减排成效和全要素生产率在政策实施前就产生分化趋势,从而致使基准模型平行趋势假说无法满足,但如果高污染企业与非高污染企业对绿色信贷政策的预期反应相对一致,那么两组企业的减排成效和全要素生产率变动趋势相同,这则导致平行趋势假说检验被“错误”地通过。为此,本文在式(1)中进一步控制了四个年份虚拟变量  $Pre_k$  与  $Treat_i$  的交乘项  $GCP_k$  ( $k=2003, 2004, 2005, 2006$ ),其中年份虚拟变量  $Pre_k$  具体定义为:若样本所处年份大于等于  $k$  年时取 1,否则取 0。结果显示,绿色信贷政策预期效应的估计系数均不显著,而  $GCP$  的回归系数基本不变,这说明政策预期在两组间不存在显著差异且基准模型受政策预期的影响较小。

#### 6. 考虑样本的典型特征

本文使用的合并数据集在数据清洗后存在一定数量的特殊样本,如 25476 个样本只有单期观测值、141198 个样本在 2007 年前后进入退出市场、52933 个样本在样本期内变更行业、127704 个样本在考察期内存在跨区转移现象。这部分样本企业与其他企业相比可能存在系统性差异,如这些企业可能因为经营不善而破产或直接退出市场,又或者通过改进工艺进入新市场和直接变更其所属行业,甚至于不同地区绿色信贷政策的制度执行差异导致企业跨区迁移。考虑到这种情况,本文依次剔除单期存续样本、进入退出样本、跨行转移和跨区转移样本重新进行回归估计。结果显示,核心解释变量  $GCP$  的回归系数与表 2 基本一致。

## 五、影响渠道分析

### (一)绿色信贷政策约束下高污染企业的环境投资决策

根据本文的理论假设,绿色信贷政策将通过融资渠道对高污染企业环境投资决策产生重大影响,促使其沿着一条更为渐进节约的前端防范路径参与减排,本部分将对该条假设进行验证。本文基准模型的被解释变量  $Polint$  等于  $SO_2$  排放量与总产值之比,从  $SO_2$  的“生产-处理-排放”的全过程来看, $SO_2$  排放量等于  $SO_2$  产生量与  $SO_2$  去除量之间的差值, $SO_2$  产生量越少、去除量越多,则  $SO_2$  排放量就越少,高污染企业环境绩效改善就越明显。由于  $SO_2$  产生量和去除量分别对应于企业在前末端污染处理的环境投资决策,本文以  $SO_2$  产生量和去除量为基础,对政策约束下高污染企业的环境投资决策加以检验,并对具体的污染减排路径加以验证。

在验证前端治污路径时, $SO_2$  产生强度( $Sudproduct$ )、能源消耗总量( $Energyamo$ )、能源消费结构( $Energystr$ )和能源利用效率( $Energyeff$ )分别用  $SO_2$  产生量与总产值之比、煤炭消费量的自然对数、燃气消费量与煤炭消费量之比以及总产值与煤炭消费量之比来表示;在验证末端污染治理路径时, $SO_2$  去除强度( $Sudremoval$ )、废气治理设施数( $Facility$ )和废气治理设施处理能力( $Capacity$ )分别用  $SO_2$  去除量与总产值之比、企业废气治理设施数的自然对数以及废弃治理设施处理能力的自然对数来表示。就这些变量的经济内涵而言,工业制造企业的排污水平与企业用能情况紧密相关,在生产端,工业企业的用能状况直接关系到污染物的源头产生,因此企业在生产端的能源消耗总量、能源消费结构和能源利用效率分别对应于污染物的总体产生规模、单位产能下污染物的潜在产出与单位产能下污染物的实际产出。表 4 汇报了对应的回归结果。

表4 绿色信贷政策对高污染企业环境投资决策的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	前端污染治理				末端污染治理		
	<i>Sudproduct</i>	<i>Energyamo</i>	<i>Energystr</i>	<i>Energyeff</i>	<i>Sudremoval</i>	<i>Facility</i>	<i>Capacity</i>
<i>GCP</i>	-0.670*** (0.041)	-0.449*** (0.075)	0.005 (0.010)	0.230*** (0.026)	-0.077*** (0.015)	-0.085*** (0.014)	0.048 (0.085)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	249504	249504	24950	24950	249504	249504	249504
调整 R <sup>2</sup> 值	0.673	0.749	0.290	0.665	0.481	0.631	0.647

注:同表2。

表4第(1)列和第(5)列结果显示,绿色信贷政策实施后,相对于非高污染企业,高污染企业SO<sub>2</sub>产生强度(*Sudproduct*)显著降低,同时SO<sub>2</sub>去除强度(*Sudremoval*)减少,这意味着,在政策刚性约束下,高污染企业将选择从生产端减少污染物的伴随产生,而非在处理端加强对污染物的管控。这侧面说明政策约束下高污染企业环境投资决策的重大变化:增加前端的环境投资,并且将原本用于末端的资源重新配置于前端。由于末端的污染处理需要更多前期资金的投入与持续补充,而前端污染防治直接与企业的生产经营挂钩,政策约束下企业更愿意将仅有的资金投入生产端,在保证已有生产能力与生产水平的前提下尽量减少污染物的伴随产生,这对高污染企业来说是一种更为渐进节约的减排方式,假说2得到证实。

表4第(6)列*GCP*估计系数显著为负,说明高污染企业末端环境投资的减少源于废气治理设备数目(*Facility*)的减少。表4第(2)~(4)列分别是绿色信贷政策对高污染企业能源消耗总量(*Energyamo*)、能源消费结构(*Energystr*)与能源利用效率(*Energyeff*)的影响。可以发现,绿色信贷政策实施后,高污染企业能源消耗总量降低、能源利用效率提高,但对能源消费结构并无显著影响。能源利用效率提升来源于两方面:一是一定产出规模下能源消耗总量的减少,二是一定能源消耗总量下产出规模的增长。Fan等(2021)发现,2012年《指引》实施后,受限企业能源消费减少,而能源消费减少却是企业消极减产的结果。与之不同的是,本文发现2007年《意见》实施以后,虽然能源消费总量减少,但政策对高污染企业总产出的影响不显著,对总产出增长率产生了明显的抑制作用<sup>①</sup>。因此,能源利用效率的提升,来源于一定产出规模下能源消耗总量的减少。一个可能的解释是,绿色信贷政策实施后,由于政策力度尚在相关企业承受范围,高污染企业将采取更新“绿色”生产线的方式加以应对,在不影响原有生产计划的基础上,尽量减少毒害副产物的产生。此外,相对于煤炭等碳密集度高的化石能源,使用天然气等清洁能源或许可视为一种有效的减排方式,但“煤改气”这一类能源转型工程需要大量外部资金的支持,绿色信贷政策实施后高污染企业担保资产贬值,无法获取更多的专项资金用于清洁能源的引进,因此高污染企业对优化自身能源消费结构的投资动力不足。

既然绿色信贷政策能够通过影响高污染企业的融资成本,进而影响企业环境投资决策并促使高污染企业沿着一条特定的治污路径参与减排,那么或许可以预计,如果政策实施前高污染企业面临的融资约束压力越大,政策施行对其减排路径的塑造作用应该越强。为此,本文引入企业融资约束的前定变量并将其与双重差分项交乘,其中融资约束前定变量参考Hadlock和Pierce(2010)等构

<sup>①</sup> 绿色信贷政策对高污染企业产出及产出增长率影响的回归结果见附录。

建SA指数<sup>①</sup>,以SA指数1998~2006年度均值表示,表5汇报了回归结果。第(1)列和第(5)列回归结果表明,政策实施前高污染企业面临的融资约束压力越大,绿色信贷政策越有可能促使其通过增加前端环境投资的方式参与减排。

表5 异质性融资约束条件下绿色信贷政策对环境投资决策的影响

变量	(1)	(2)			(3)	(4)	(5)	(6)		(7)
	<i>Sudproduct</i>	前端污染治理			<i>Energyamo</i>	<i>Energystr</i>	<i>Energyeff</i>	末端污染治理		<i>Capacity</i>
<i>GCP</i> × <i>SA</i>	0.191*	0.085	-0.058**	0.044	0.029	0.006	0.115			
	(0.077)	(0.096)	(0.022)	(0.040)	(0.029)	(0.024)	(0.108)			
<i>GCP</i>	-0.057	-0.175	-0.182*	0.370**	0.017	-0.066	0.419			
	(0.244)	(0.328)	(0.074)	(0.132)	(0.092)	(0.081)	(0.367)			
控制变量	是	是	是	是	是	是	是			
固定效应	是	是	是	是	是	是	是			
样本量	249504	249504	249504	249504	249504	249504	249504			
调整R <sup>2</sup> 值	0.673	0.749	0.290	0.665	0.481	0.631	0.647			

注:由于SA指数的前定变量不随时间变化,因而在实际参与回归时将被企业固定效应所吸收。其余同表2。

### (二)绿色信贷政策约束下高污染企业减排与发展矛盾关系的形成机制

绿色信贷政策实施后,银行缩减对“两高”行业的授信规模并提高授信价格,致使高污染企业信贷渠道受阻,企业融资约束加剧。在此情境下,高污染企业将重新审视自身的环境与社会责任并主动加大对环境治理的投资。He等(2020)的研究表明,在要素资源供给不变的条件下,不断增长的环境投资将导致要素资源从生产领域剥离,产出减少,进而导致要素的边际生产率下降。延续He等(2020)的思路分析,若要求在保障正常生产水平的同时持续改善企业环境绩效,高污染企业势必削减研发创新方面的投资,导致企业创新产出锐减,最终导致全要素生产率降低。基于“融资约束加剧-环境投资挤出效应-创新产出减少”这样一条完整的逻辑链条,本文对绿色信贷政策约束下,高污染企业污染减排与全要素生产率之间矛盾关系的形成机制进行检验,进而验证假说3提出的“挤出效应”。

企业融资约束强度以SA指数表示,表6第(1)列和第(2)列是以SA指数作为被解释变量的回归结果,鉴于SA指数为*Size1*与*Age*的测算指标,在回归模型中控制*Size1*和*Age*这两个变量可能导致回归模型过度拟合的问题,因此第(2)列的控制变量剔除了*Size1*和*Age*。企业环境投资挤出效应以资本边际产出(MPK)与劳动边际产出(MPL)作为代理变量(He等,2020;陆菁等,2021),分别以总产值与固定资产之比,以及总产值与职工人数之比来表示。第(3)列和第(4)列分别汇报了以MPK与MPL作为被解释变量的回归结果。企业创新产出分别用创新产出总量(*Totalapp*)、策略性创新产出(*Utiliapp*)与实质性创新产出(*Invenapp*)作为代理变量,分别以企业专利申请总数、实用新型专利申请总数与发明专利申请总数加1取自然对数来测度。此外,考虑到实践中企业进行技术研发到最后成功申请专利存在一定的窗口期(王馨和王营,2021),第(5)~(7)列所有控制变量均取滞后一期值<sup>②</sup>。

① 根据Hadlock和Pierce(2010)的研究,SA指数的具体测算公式为: $SA = -0.737Size1 + 0.043Size1^2 - 0.040Age$ ,其中,*Size1*代表企业总资产,*Age*代表企业年龄。在按照该公式进行测算后发现,SA指数均为负(见附录),因此SA指数的数值越大(或绝对值越小),说明企业面临的融资约束越放松。

② 作为一组额外的稳健性测试,本文附录也汇报了以专利授权数为被解释变量的回归结果。

表6 绿色信贷政策约束下高污染企业减排与发展矛盾关系的形成机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	融资约束		环境投资挤出效应		创新产出		
	SA	SA	MPK	MPL	Totalapp	Utiliapp	Invenapp
GCP	-0.011*** (0.001)	-0.025*** (0.004)	-0.074*** (0.010)	-0.047*** (0.010)	-0.102*** (0.012)	-0.080*** (0.008)	-0.062*** (0.008)
控制变量	是	是 <sup>†</sup>	是	是	是 <sup>†</sup>	是 <sup>†</sup>	是 <sup>†</sup>
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	249504	24950	249504	249504	131125	131125	131125
调整R <sup>2</sup> 值	0.991	0.849	0.803	0.842	0.511	0.500	0.463

注:在将中国企业创新专利数据库与中国工业企业数据库合并后,由于企业专利数据存在缺失值,因而第(5)~(7)列实际参与回归的样本量相对其他方程有所减少。关于表中控制变量标记符号(†)的说明:第(2)列的控制变量不包括企业年龄(Age)和企业规模-总资产(Size1),第(5)~(7)列所有控制变量均滞后一期。其余同表2。

表6第(1)列和第(2)列结果显示,绿色信贷政策实施后,相对于非高污染企业,高污染企业面临的融资约束压力加大。债务融资约束是绿色信贷政策对高污染企业最直接的“惩罚”效应,由于信贷渠道在制造企业外部融资中的主体地位,信贷资金供给缩减将直接导致企业融资受阻。第(3)列和第(4)列结果表明,在绿色信贷政策实施后,高污染企业资本边际产出与劳动边际产出均出现下降,这也意味着环境投资甚至可能挤占生产领域的要素投入。第(5)~(7)列展示了绿色信贷政策对高污染企业创新产出的影响,由于创新性投资不足,企业用于研发活动的资金缩减,从而导致创新产出的不断减少<sup>①</sup>。总之,通过一系列的实证检验,本文论证了绿色信贷政策约束下高污染企业减排与发展矛盾关系的形成渠道,即政策实施将通过融资渠道影响高污染企业的投资决策,为缓解信贷约束企业所进行的环境投资将挤出创新性投资,最终导致创新产出减少和全要素生产率下降,假说3中的“挤出效应”得到证实。

## 六、拓展性分析

### (一)替代性融资方案对绿色信贷政策实施效果的影响

债务融资仅仅是企业众多融资渠道中的一种,因此银行贷款减少与贷款成本上升并不必然导致企业融资渠道全然阻塞,国有企业隐性担保和企业自身的内源性融资等或许是高污染企业在信贷受限情况下的替代性融资方案(Wen等,2021;Huang和Ritter,2021;斯丽娟和曹昊煜,2022)。在存在替代性融资方案的情况下,企业环境投资对创新性投资的挤出效应可能得以缓解。因此,本部分探讨的问题是:替代性融资方案能否缓释绿色信贷政策对企业全要素生产率的不利影响?

本文引入企业所有制性质(Ownership)、内源性融资(Interfin)和债务负担(Leverage)三个异质性指标(HI),并将HI分别与GCP交乘以捕捉绿色信贷政策的异质化效果。以上异质性指标分别以国有企业虚拟变量(国有企业记为1,其他企业记为0)、利润总额与主营业务收入之比以及资产负债率来表示,为了剔除政策本身对异质性指标的影响,尽量干净地捕捉到政策的异质化效果,本文对

<sup>①</sup> 王馨和王营(2021)发现绿色信贷政策实施以后,绿色信贷限制行业的绿色创新总量增加,但绿色创新质量无明显变化,该结论与本文的研究发现存在差异。之所以出现这种差异,原因在于本文研究的是总量性创新,总量性创新包含了绿色创新,绿色创新行为和企业最终采用的污染减排技术密切相关,企业进行绿色创新的具体效应也将体现在企业减排成效的提升上。本文发现绿色信贷政策实施促进了企业污染减排,这和王馨和王营(2021)发现政策促进企业绿色创新在逻辑上是一致的。

后三个指标取2007年前的年度均值<sup>①</sup>,表7汇报了回归结果。

表7结果显示,对于国有企业和政策实施前更多依赖内源融资的高污染企业,在受到绿色信贷政策的冲击后全要素生产率下降得更少,而环境绩效的改善幅度则与其他非高污染企业无实质性差异。这说明:首先,国有企业隐性担保,以及企业的内部收入能够有效对冲信贷约束对其生产率的负面冲击;其次,虽然替代性融资方案能够对冲绿色信贷政策对企业生产率的负面冲击,但对政策的减排效应无实质影响,企业在较为宽松的融资环境下并不会付出更多的努力去主动参与污染减排。此外,既然高污染企业的替代性融资方案能够有效对冲政策对全要素生产率的不利影响,那么或许可以推测,如果政策实施前企业更多地依赖债务融资,在经历政策冲击后这部分企业全要素生产率应当下降得更多,对此表7第(5)列和第(6)列给出了直接的证据。总之,上述回归结果验证了在高污染企业存在替代性融资方案的情况下,绿色信贷政策对其全要素生产率的负面影响将得以放缓。

表7 替代性融资方案对绿色信贷政策实施效果的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	所有制性质		内源性融资		债务负担	
	<i>Polint</i>	<i>TFP_op</i>	<i>Polint</i>	<i>TFP_op</i>	<i>Polint</i>	<i>TFP_op</i>
<i>GCP</i> × <i>HI</i>	-0.097 (0.059)	0.244*** (0.035)	-0.287 (0.431)	1.974*** (0.235)	-0.215 (0.116)	-0.211** (0.065)
<i>GCP</i>	-0.463*** (0.033)	-0.114*** (0.020)	-0.463*** (0.038)	-0.179*** (0.024)	-0.350*** (0.080)	0.046 (0.041)
<i>Ownership</i>	0.000 (0.015)	-0.059*** (0.014)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	249504	249504	249504	249504	249504	249504
调整 R <sup>2</sup> 值	0.673	0.757	0.673	0.758	0.673	0.757

注:除 *Ownership* 外,其余异质性指标 *HI* 的估计结果将被个体固定效应吸收,因此该表仅报告 *Ownership* 这一单个主效应的回归系数。其余同表2。

## (二)环境规制与金融发展对绿色信贷政策实施效果的影响

除企业自身的替代性融资方案,环境规制政策与金融市场发展等外部因素同样可以调节绿色信贷政策对高污染企业全要素生产率的影响。一方面,严格的环境规制政策将进一步增强绿色信贷政策对高污染企业的约束作用。当采取环保税、排污费等市场型环境规制政策时,高污染企业将面临高昂的环保税收与排污处罚,企业费用成本的上升将进一步加重污染企业融资约束,企业环境投资挤出效应增强,企业全要素生产率进一步受到抑制(He等,2020;Xu和Kim,2022)。当采取“两控区”管制等命令-控制型环境规制政策时,生产经营环境恶化将导致企业金融摩擦与融资困境,企业全要素生产率进一步受到抑制(盛丹和张国峰,2019)。另一方面,金融发展将缓解高污染企业融资困境,在一定程度上舒缓绿色信贷政策对企业全要素生产率的负面冲击。信息不对称是掣肘金融助力实体企业绿色转型的重要因素,而金融发展伴随着金融功能的不断完善,金融机构将能全面准确地获取污染企业的经营生产与环境治理信息,特别随着银行机构集聚程度与竞争程度提高,银

<sup>①</sup> 是否国有不大可能内生于政策本身,但考虑到部分企业的所有制性质在政策实施后发生变更,为保证研究结论的可靠性,本文将企业所有制性质前定变量与 *GCP* 交乘,附录汇报的回归结果与表7第(1)列和第(2)列无实质性差异。

行获取、处理与传递信息的能力不断得到提升,高污染企业信贷可及性增强,绿色信贷政策对全要素生产率的不利影响也将得到缓释。

对于市场型环境规制政策,本文用企业排污费的自然对数(*Sewcharge*)表示;对于命令-控制型环境规制政策,本文以1998年实施的“两控区”环境管制政策(*Pollcontarea*)表示,即企业所在地级市若属于“两控区”则*Pollcontarea*取1,否则取0<sup>①</sup>。金融发展水平分别用地级市金融机构贷款余额占GDP比重(金融深化率)的自然对数(*Findev*)以及地区商业银行分支机构数(*Banknum*)衡量,取2007年以前各年度的均值<sup>②</sup>,表8报告了回归结果。

表8第(1)~(4)列结果显示,相对于其他企业,绿色信贷政策实施前高污染企业支付的排污费越多,地区环境管制越严格,政策实施后企业减排成效提升越明显,同时全要素生产率下降幅度也越大。第(6)列GCP的估计系数显著为正,说明政策实施前高污染企业所在城市的信贷资金供给能力越强,政策实施后企业全要素生产率受到的负面冲击就越小。同时,第(7)列和第(8)列结果表明,地区银行数目越多,贷款竞争越激烈,一方面,在一定程度上降低了绿色信贷政策的污染减排效应;另一方面,可以缓释绿色信贷政策施行对高污染企业全要素生产率的不利影响。以上结果可以印证这样的观点,环境规制和金融发展等外部因素将对绿色信贷政策的实施效果产生实质性影响:严格的环境规制将加剧绿色信贷政策对高污染企业生产率的负面冲击,而金融市场的发展将减缓政策对高污染企业生产率的负面影响。这也意味着,协调环境规制政策与绿色信贷政策,以及促进金融市场的发展与成熟或许是实现高污染企业减排和发展“齐步走”的有效途径。

表8 环境规制与金融发展对绿色信贷政策实施效果的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	环境规制				金融发展			
	企业排污费		两控区政策		金融深化率		银行机构数	
	<i>Polint</i>	<i>TFP_op</i>	<i>Polint</i>	<i>TFP_op</i>	<i>Polint</i>	<i>TFP_op</i>	<i>Polint</i>	<i>TFP_op</i>
<i>GCP × HI</i>	-0.022 (0.013)	-0.023*** (0.006)	-0.001 (0.028)	-0.046** (0.017)	0.084 (0.048)	0.159*** (0.029)	0.106** (0.039)	0.050* (0.023)
<i>GCP</i>	-0.441*** (0.030)	-0.043* (0.020)	-0.477*** (0.030)	-0.054** (0.019)	-0.413*** (0.038)	0.021 (0.025)	-1.089*** (0.241)	-0.392** (0.140)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	249504	249504	249504	249504	209204	209204	215904	215904
调整R <sup>2</sup> 值	0.673	0.757	0.673	0.757	0.662	0.758	0.657	0.759

注:第(5)~(8)列的金融发展指标存在缺失值,因而实际参与回归的样本量相对于其他方程有所减少。其余同表2。

## 七、结论与政策启示

加快推动高污染企业绿色转型是“积极稳妥推进碳达峰碳中和”的核心内容,也是“双碳”工作贯彻“稳中求进”总基调的关键。在当前绿色金融政策框架下,本文探讨了绿色信贷政策对高污染

① “两控区”的识别依据是国务院于1998年批复的“国务院关于酸雨控制区和二氧化硫污染控制区有关问题的批复(国函[1998]5号)”附件1、附件2,本文共识别出172个“两控区”地级市。此外,由于“两控区”政策于1998年开始实施,而本文样本区间为1998~2013年,因此未引入“两控区”政策实施年份的虚拟变量。

② 地级市金融机构贷款余额与GDP数据来源于历年《中国城市统计年鉴》,商业银行分支机构数的数据来源于国家金融监督管理总局网站,通过查询各地区银行分支机构的金融许可证信息对该数据进行手工收集。

企业绿色转型的影响,可为绿色金融更好地服务经济社会绿色低碳转型提供理论支撑,亦可为未来绿色金融优化政策的设计出台提供经验参考。本文基于中国工业企业数据库、中国企业污染调查数据库和中国企业创新专利数据库的匹配样本,借助中国于2007年7月出台的《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》——这一政策事件对不同行业的异质性冲击作为准自然实验,构建双重差分模型,从减排和发展的双重视角考察了绿色信贷政策对高污染企业绿色转型的影响效应及作用渠道。研究发现:(1)绿色信贷政策施行有利于降低高污染企业污染排放强度,但也同时抑制了企业全要素生产率,并且政策对两者的影响还存在逐年增强的动态效果。(2)影响渠道分析表明,绿色信贷政策刚性约束下,高污染企业依靠在生产前端减少毒害副产物的派生来降低污染排放强度,而非在生产末端加强对污染物的管控处理;而在生产前端进行污染防治时,高污染企业更多基于已有生产工艺和技术水平来减少煤炭使用并提高煤炭的能源转化效率,但对优化自身能源消费结构的动力不足。绿色信贷政策通过加重高污染企业融资约束压力,倒逼企业将有限的资金配置于环境投资,从而挤出了创新性投资并造成创新产出减少,最终导致全要素生产率下降。(3)进一步的研究发现,高污染企业自身的替代性融资方案以及所在城市较高的金融发展水平有利于减缓绿色信贷政策对其全要素生产率的负面冲击,而企业所在城市高强度的环境规制政策将加剧绿色信贷政策对其全要素生产率的不利影响。本文研究结论的政策启示在于:

第一,充分发挥绿色信贷政策的融资约束机制。绿色信贷政策施行通过内部化高污染企业排污行为的社会成本,将企业环境表现与信贷融资深度绑定,从而促使高污染企业审视自身的环境与社会责任,倒逼其主动采取必要措施参与污染减排实践,并取得了一定的实际成效。因而,在现有绿色金融政策框架下,除继续加大绿色信贷的投融资支持力度以助力绿色产业的发展,还应严格控制对具有较高环境与社会风险的实体及其投融资项目的信贷资金供给并适当提高贷款利率,充分发挥绿色信贷政策的融资约束机制。一方面,要求银行机构开展碳核算与气候风险压力测试,主动稽查评估所持资产潜在环境与社会风险,同时进一步完善金融机构环境信息披露标准统一框架,采取激励手段强化金融机构的环境信息披露。另一方面,推动完善针对重点管控行业与企业的环境信息披露制度,在有效识别高碳产业及其高碳项目的基础上动态更新“两高一剩”产业目录,依据企业实际环境表现调整绿色信贷政策约束的覆盖面。

第二,完善绿色金融市场体系,构建公共政策协调机制。绿色信贷政策在促进高污染企业减污降碳的同时对其全要素生产率造成了不小的负面冲击,而银行贷款以外的融资工具利用以及金融市场的发展有助于减轻绿色信贷政策的这种负面影响。当前,中国绿色信贷规模居世界第一位,绿色信贷市场发展较为充分,但包括权益融资在内的其他绿色金融市场发展相对滞后。因此,需完善绿色金融市场体系,加快绿色金融产品创新,拓宽高污染企业绿色融资渠道,从而舒缓信贷约束下高污染企业环境投资对创新性投资的挤出影响。此外,本文还发现高强度的环境规制在一定程度上放大了绿色信贷政策对企业生产率的负面冲击,并且相对于污染减排,外部规制与信贷约束的叠加作用对企业生产率的负面冲击更大。因此,需构建绿色金融政策、环境政策与财政政策等公共政策之间的政策协调机制,协调各项宏观制度安排的出台步调、实施节奏与施行力度,避免对高污染企业产生过快和过强的冲击,促进高污染企业绿色平稳转型。

第三,为传统企业转型活动提供融资支持,助力经济绿色低碳转型。绿色信贷政策约束下,高污染企业倾向于通过改善已有生产工艺和制造流程来提高煤炭转化效率,进而减少污染排放水平。相较于使用清洁能源,提高传统能源转化效率与直接减少能源使用对于陷入融资困境的高污染企业而言,或许是一种更为渐进节约的减排手段,但从常规化石能源向清洁能源的消费结构转型是企

业实现零碳目标的根本路径。然而,由于未被纳入绿色支持目录,不少能够产生较大环境效益与社会效益的企业能源转型项目难以获得来自绿色金融的支持,并且由于潜在的“洗绿”风险,银行机构不愿甚至不敢向转型企业提供融资支持。因此,本文提出,在当前绿色金融政策框架之外,还需要构建一种支持传统高污染企业转型项目的新制度框架,填补当前绿色金融尚未覆盖到的高污染企业绿色转型的资金需求,加快企业“棕色”资产退出与能源消费结构转型。在信息可得与风险可控的基础上向转型企业及其转型项目提供最直接的融资激励,支持高污染企业在经济绿色低碳发展总体趋势中成功实现“软着陆”。

### 参考文献

- [1] 陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020, 55(12): 98~114.
- [2] 陈国进, 丁赛杰, 赵向琴, 蒋晓宇. 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[J]. 金融研究, 2021, (12): 75~95.
- [3] 陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展: 2009—2049[J]. 经济研究, 2010, 45(3): 129~143.
- [4] 陈诗一, 祁毓. “双碳”目标约束下应对气候变化的中长期财政政策研究[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 5~23.
- [5] 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, 510(12): 55~73.
- [6] 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, (4): 112~130.
- [7] 郭克莎, 彭继宗. 制造业在中国新发展阶段的战略地位和作用[J]. 中国社会科学, 2021, (5): 128~149+207.
- [8] 郭俊杰, 方颖. 绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J]. 世界经济, 2022, 45(8): 57~80.
- [9] 郭晔, 房芳. 新型货币政策担保品框架的绿色效应[J]. 金融研究, 2021, (1): 91~110.
- [10] 韩超, 李鑫平. 在自动化中推动企业绿色转型: 技术进步与产品重构效应[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (4): 72~93.
- [11] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4~16.
- [12] 刘金科, 肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新: 杠杆效应还是挤出效应?[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 72~88.
- [13] 刘锡良, 文书洋. 中国的金融机构应当承担环境责任吗? ——基本事实、理论模型与实证检验[J]. 经济研究, 2019, 54(3): 38~54.
- [14] 陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (1): 174~192.
- [15] 马骏, 安国俊等. 构建支持绿色技术创新的金融服务体系[M]. 中国金融出版社, 2020.
- [16] 马理, 张人中, 马威, 牛慕鸿. 能源结构有序调整与绿色信贷政策调控[J]. 金融研究, 2023, (1): 94~112.
- [17] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, 35(5): 142~158.
- [18] 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, (5): 5~23.
- [19] 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(2): 24~42.
- [20] 斯丽娟, 曹昊煜. 绿色信贷政策能够改善企业环境社会责任吗——基于外部约束和内部关注的视角[J]. 中国工业经济, 2022, (4): 137~155.
- [21] 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.
- [22] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. 中国工业经济, 2021, (9): 118~136.

- [23] 王修华,刘锦华,赵亚雄.绿色金融改革创新试验区的成效测度[J].数量经济技术经济研究,2021,(10):107~127.
- [24] 王馨,王营.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界,2021,37(6):173~188.
- [25] 王遥,潘冬阳,彭俞超,梁希.基于DSGE模型的绿色信贷激励政策研究[J].金融研究,2019,(11):1~18.
- [26] 解学梅,韩宇航.本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”?——基于注意力基础观的多案例研究[J].管理世界,2022,38(3):76~105.
- [27] 杨汝岱.中国制造业企业全要素生产率研究[J].经济研究,2015,50(2):61~74.
- [28] 中国社会科学院工业经济研究所课题组.中国工业绿色转型研究[J].中国工业经济,2011,(4):5~14.
- [29] 周小亮,宋立.中国工业低碳转型:现实分析与政策思考[J].数量经济技术经济研究,2022,39(8):22~41.
- [30] Allen F., Qian J., Qian M., 2005, *Law, Finance, and Economic Growth in China* [J], *Journal of Financial Economics*, 77(1), 57~116.
- [31] Banerjee A. V., 1992, *A Simple Model of Herd Behavior* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 797~817.
- [32] Bartram S. M., Hou K., Kim S., 2022, *Real Effects of Climate Policy: Financial Constraints and Spillovers* [J], *Journal of Financial Economics*, 143(2), 668~696.
- [33] Beck T., Levine R., Levkov A., 2010, *Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States* [J], *Journal of Finance*, 65(5), 1637~1667.
- [34] Brandt L., Van B. J., Zhang Y., 2012, *Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing* [J], *Journal of Development Economics*, 97(2), 339~351.
- [35] Capelle-Blancard G., Laguna M. A., 2010, *How does the Stock Market Respond to Chemical Disasters?* [J], *Journal of Environmental Economics and Management*, 59(2), 192~205.
- [36] Chava S., 2014, *Environmental Externalities and Cost of Capital* [J], *Management Science*, 60(9), 2223~2247.
- [37] Chen J., Hsieh P. F., Hsu P. H., Levine R., 2022, *Environmental Liabilities, Creditors, and Corporate Pollution: Evidence from the Apex Oil Ruling* [R], NBER Working Paper, No. 29740.
- [38] Durnev A., Kim E. H., 2005, *To Steal or Not to Steal: Firm Attributes, Legal Environment, and Valuation* [J], *Journal of Finance*, 60(3), 1461~1493.
- [39] Fan H., Peng Y., Wang H., Xu Z., 2021, *Greening through Finance?* [J], *Journal of Development Economics*, 152, 102683.
- [40] Fu S., Viard V. B., Zhang P., 2021, *Air Pollution and Manufacturing Firm Productivity: Nationwide Estimates for China* [J], *Economic Journal*, 131(640), 3241~3273.
- [41] Hadlock C. J., Pierce J. R., 2010, *New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index* [J], *Review of Financial Studies*, 23(5), 1909~1940.
- [42] Hanna R., Oliva P., 2015, *The Effect of Pollution on Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment in Mexico City* [J], *Journal of Public Economics*, 122, 68~79.
- [43] He G., Wang S., Zhang B., 2020, *Watering Down Environmental Regulation in China* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 135(4), 2135~2185.
- [44] Heckman J. J., 1979, *Sample Selection Bias as a Specification Error* [J], *Econometrica*, 47(1), 153~162.
- [45] Houston J. F., Shan H., 2021, *Corporate ESG Profiles and Banking Relationships* [J], *Review of Financial Studies*, 35(7), 3373~3417.
- [46] Huang R., Ritter J. R., 2021, *Corporate Cash Shortfalls and Financing Decisions* [J], *Review of Financial Studies*, 34(4), 1789~1833.
- [47] Jacobson L. S., Lalonde R. J., Sullivan D. G., 1993, *Earnings Losses of Displaced Workers* [J], *American Economic Review*, 83(4), 685~709.

- [48] Levinsohn J., Petrin A., 2003, *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables* [J], *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317~341.
- [49] Olley G. S., Pakes A., 1996, *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry* [J], *Econometrica*, 64 (6), 1263~1297.
- [50] Pástor L., Stambaugh R. F., Taylor L. A., 2022, *Dissecting Green Returns* [J], *Journal of Financial Economics*, 146 (2), 403~424.
- [51] Petroni G., Bigliardi B., Galati F., 2019, *Rethinking the Porter Hypothesis: The Underappreciated Importance of Value Appropriation and Pollution Intensity* [J], *Review of Policy Research*, 36 (1), 121~140.
- [52] Porter M. E., Van der Linde C., 1995, *Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship* [J], *Journal of Economic Perspectives*, 9 (4), 97~118.
- [53] Qi Y., Zhang J., Chen J., 2023, *Tax Incentives, Environmental Regulation and Firms' Emission Reduction Strategies: Evidence from China* [J], *Journal of Environmental Economics and Management*, 117, 102750.
- [54] Reghezza A., Altunbas Y., Marqués-Ibáñez D., d'Acri C. R., Spaggiari M., 2021, *Do Banks Fuel Climate Change?* [R], ECB Working Paper, No. 2550.
- [55] Wen H., Lee C. C., Zhou F., 2021, *Green Credit Policy, Credit Allocation Efficiency and Upgrade of Energy-Intensive Enterprises* [J], *Energy Economics*, 94, 105099.
- [56] Xu Q., Kim T., 2022, *Financial Constraints and Corporate Environmental Policies* [J], *Review of Financial Studies*, 35 (2), 576~635.
- [57] Zivin J. G., Neidell M., 2012, *The Impact of Pollution on Worker Productivity* [J], *American Economic Review*, 102 (7), 3652~3673.

## Green Credit Policy and Green Transition of High-Pollution Enterprises: A Perspective from Emission Reduction and Development

YU Xulan ZHOU Ying

(College of Finance and Statistics, Hunan University)

**Summary:** Accelerating the green transition of high-pollution enterprises is an important part of the Chinese government's implementation of its "30·60" climate ambition goal set at the UN General Assembly, and it is also a driving force to contribute more positive factors to the world economic recovery as a "stabilizer" of the global economy. As a market-oriented means of both environmental and financial regulation, green credit policy (GCP) plays a unique role of constraint in promoting the green transition of high-pollution enterprises. Based on the Chinese context, this study evaluates the impact of GCP on the effect and path of the green transition of high-pollution enterprises.

This study uses the "Opinions on Implementing Environmental Protection Policies and Regulations to Prevent Credit Risks" issued in July 2007 and focuses on the asymmetric shock of this policy event at the two-digit industry level to construct a difference-in-differences (DID) model. Based on the merging samples of the China Industrial Enterprise Database and Enterprise Pollution Survey Database from 1998 to 2013, this study evaluates the impact of GCP on the green transition effect and transition path of high-pollution enterprises from the aspects of emission reduction effect and total factor productivity (TFP). This study focuses on answering the following three questions. First, what are the specific emission reduction paths of high-pollution enterprises under the constraints of GCP? Has it substantially reversed

the energy use of high-pollution enterprises? Second, high-pollution enterprises reduce pollution essentially through environmental investment. Then, under the constraints of GCP, the external financing of high-pollution enterprises is limited. Under this condition, what is the impact of environmental investment on developmental investment? Can enterprises balance emission reduction and development? Third, if there is indeed a contradiction between emission reduction and development, then how should the relationship between the two be coordinated and how should the green and smooth transition of high-pollution enterprises be promoted?

Through theoretical analysis and empirical test, this study demonstrates that, first, after the implementation of GCP, compared with other enterprises, the emission reduction effect of high-pollution enterprises has significantly improved, but the TFP has reduced, and the influence increases year by year. Second, the improvement of emission reduction efficiency of high-pollution enterprises is more due to the reduction of front-end pollution generation intensity than the increase in terminal pollution removal intensity. In the practice of front-end pollution control, high-pollution enterprises tend to reduce the use of fossil energy and improve the efficiency of energy conversion based on the existing production process and technology level, while it has no significant impact on the energy consumption structure. Third, under the constraints of GCP, environmental investment will crowd out innovative investment, resulting in reduced innovation output and ultimately a decline in TFP. Therefore, the “Porter effect” of GCP promoting the innovation of limited enterprises was not observed in this study. Further research reveals that alternative financing schemes and financial market development are beneficial to mitigating the negative impact of GCP on TFP, while the high intensity of environmental regulation will exacerbate it.

This study makes the following contributions. First, the existing literature either focuses on the analysis of the impact of GCP on pollution reduction or productivity. However, the essential connotation of green transition is to achieve growth and development in the green sense by changing the original extensive mode of production, so the green transition of enterprises should contain two evaluation dimensions of emission reduction and development. This study uses two quantitative indicators—emission reduction effect and TFP—to systematically evaluate the impact of GCP implementation on enterprises’ green transition, deepening our understanding of policies that promote enterprises’ green transition. Second, the lack of more detailed micro-enterprise data has always been a shortcoming of GCP evaluation research. This study matches and merges China Industrial Enterprise Database and Enterprise Pollution Survey Database, which are two large-scale micro-databases. Under the DID estimation framework, this study empirically evaluates the impact of GCP on the green transition of high-pollution enterprises. On this basis, it also captures the microheterogeneity effect of GCP implementation from the perspectives of an alternative financing scheme, environmental regulation, and financial development, thus endowing the regression results with a stronger causal explanatory effect. The findings of this study provide empirical evidence for objectively evaluating the real effects of China’s GCP and provide policy reference for the construction of green finance systems in developing countries.

**Keywords:** Green Credit Policy; Green Transition; High-pollution Enterprises

**JEL Classification:** G32; Q56; L51

(责任编辑:张容嘉)