

DOI: 10.19361/j.er.2023.05.03

不破不立:绿色信贷 政策下重污染企业的应对

章尹赛楠 李青原 李昱*

摘要: 绿色信贷政策是通过资源配置助力绿色经济发展的重要实践。本文在利用双重差分模型检验绿色信贷政策对重污染企业全要素生产率影响的基础上,通过异质性分析为绿色信贷政策下重污染企业的转型困局提供解决思路。研究发现:绿色信贷政策会促使重污染企业污染排放减少、生产的环境有益产品增加,但也导致重污染企业全要素生产率下降。机制检验表明绿色信贷政策能约束重污染企业的长期融资,造成研发投入削减,且并未倒逼重污染企业创新。异质性分析结果表明,重污染企业可以通过主动提高会计信息质量、积极披露企业社会责任信息、推动绿色创新等方式保障生产效率。本文研究结论从企业视角为平衡绿色信贷政策经济效益和环境效益的关系提供了经验证据。

关键词: 绿色信贷;重污染企业;全要素生产率;信息披露;绿色创新

中图分类号: F832.0

一、引言

改革开放以来,中国经济发展取得了举世瞩目的成就,但也面临着前所未有的资源环境压力。随着中国经济逐步转入高质量发展阶段,一方面,坚持节约资源和环境保护的基本国策、加快发展方式绿色转型是新常态下中国生态文明建设的必然选择。但另一方面,我国城市化和工业化目标尚未实现,这就意味着在实施环境保护政策的同时,仍需重视企业的生产效率与经济的稳定增长。党的二十大报告强调要“统筹产业结构调整、污染治理、生态保护、应对气候变化,协同推进降碳、减污、扩绿、增长”,“加快推动产业结构、能源结构、交通运输结构等调整优化”,“坚持先立后破,有计划分步骤实施碳达峰行动”。重污染企业是环境污染和能源消费的主要来源,但由于其涉及钢铁、火电、石化、制药、纺织等关系国计民生的行业,也是实体经济的重要支撑。减少碳排放,不应以减少生产能力、降低增长速度为代价。如何实现先立后破,在不打乱正常供求秩序的前提下推动重污染企业绿色转型,促进环境保

*章尹赛楠,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:zhangyinsainan@whu.edu.cn;李青原(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:qyli@whu.edu.cn;李昱,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:liyuuu@whu.edu.cn。

本文受到国家自然科学基金重点项目“环境治理目标下的公司财务、会计和审计行为研究”(批准号:72332003)资助。作者感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

护和经济发展的双赢,仍是中国高质量发展阶段亟需探索的问题。

绿色信贷政策要求银行部门在进行投融资决策时考虑与环境条件相关的潜在回报、风险和成本,将环境评估纳入流程,通过对社会经济资源的引导、配置,促进绿色经济发展。2007年7月,国家环境保护总局、中国人民银行、中国银行业监督管理委员会联合发布了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,标志着绿色信贷这一金融手段全面进入我国污染减排的主战场。2012年发布的《绿色信贷指引》再次强调“银行业金融机构应当有效识别、计量、监测、控制信贷业务活动中的环境和社会风险,建立环境和社会风险管理体系,完善相关信贷政策制度和流程管理”。绿色信贷政策的实施必须以可持续为前提,而《绿色信贷指引》的颁布进一步加强了企业环境表现与债务融资的制度化联系,重污染企业所面临的融资环境也进一步恶化。苏冬蔚和连莉莉(2018)发现,绿色信贷政策对重污染企业具有融资抑制效应,使得重污染企业的长期负债和有息债务融资均显著下降,经营绩效大幅下滑。绿色信贷政策在增加对环境友好型企业资金支持的同时,也增加了大量尚未实现绿色转型的传统制造业企业的融资压力,加剧了重污染企业的退出风险。

绿色信贷政策作为绿色发展的重要组成部分,是对传统环境规制工具的有益补充(陆菁等,2021),具有一般环境规制工具的共性,也具备特殊的金融资源配置功能。就环境规制功能而言,现有研究不乏对环境规制与全要素生产率二者关系的探讨,但尚未得出一致结论。具体包括环境规制会增加企业成本导致生产率下降(Gray and Shadbegian,1993)、会通过激励企业技术创新提高企业全要素生产率(Porter and Van der Linde,1995;李树、陈刚,2013)以及二者关系取决于环境规制强度(王杰、刘斌,2014)三种代表性观点。就绿色信贷政策的特性而言,关于绿色信贷政策的经济效益分析现有研究主要集中在两个方面:一是研究绿色信贷政策对重污染企业融资的影响。苏冬蔚和连莉莉(2018)、沈洪涛和马正彪(2014)研究表明绿色信贷政策会减少重污染企业新增银行贷款,导致其经营绩效下降,但并未就重污染企业如何缓解绿色信贷政策下的融资约束实现绿色转型的问题进行深入研究。二是关于绿色信贷政策能否倒逼重污染企业进行绿色创新的探讨,即绿色信贷政策能否产生波特效应(Porter and Van der Linde,1995),但结论尚且存在争议。王馨和王营(2021)发现绿色信贷政策使得重污染行业绿色创新表现更为活跃,重污染企业的创新产出显著降低了贷款融资成本。而陆菁等(2021)基于2007年绿色信贷政策的准自然实验,发现由于创新成本较高,加之信贷约束效应,绿色信贷导致中国重污染工业企业的技术创新下降。在绿色信贷政策背景下,重污染企业进行技术创新和产业升级的动机在加强,但面临的挑战也在增多,绿色信贷政策的实施会对重污染企业全要素生产率产生什么样的影响?二者的关系是否会因企业自身行为而改变?政策压力下的重污染企业应该如何遵循绿色转型规律和市场规律以谋求长足发展?这正是本文期望回答的问题。

基于此,本文借助2012年发布的《绿色信贷指引》(以下简称《指引》)的外生冲击事件,利用双重差分方法,研究绿色信贷政策对中国重污染企业全要素生产率的影响,并就企业应对策略对二者关系的调节作用进行分析。本文的边际贡献表现在以下三个方面:第一,基于绿色信贷视角拓展了关于环境规制对企业生产率影响的研究,并从企业自身的应对策略出发为实现经济增长和环境保护的双赢提供了新的思路。第二,本文在发现绿色信贷政策抑

制重污染企业信贷融资、影响重污染企业生产效率的同时,更为重污染企业如何发挥主观能动性、破解绿色信贷政策下的发展困局提供了实证支撑,补充了关于绿色信贷政策经济后果的研究成果。第三,本文研究结果证实了会计信息和社会责任信息披露在企业融资、引导资源合理配置方面的作用,进一步丰富了财务和非财务信息披露实体经济效应的研究成果。

二、理论分析和研究假说

(一)绿色信贷与全要素生产率

由于环境资源的公共品属性,企业参与环境治理的成本和收益并不对等,即治理收益被共享,但成本却要独自承担。因此,在缺乏管制的情况下,企业很难自发改变生产经营方式以改善生态环境。绿色信贷政策兼具环境规制和金融资源配置功能(陆菁等,2021)。就绿色信贷的环境规制功能而言,绿色信贷政策下,重污染企业融资会面临更高的交易成本。基于“波特假说”,过度的污染排放是生产低效率的体现,绿色信贷政策可以给企业释放潜在技术改进的信号,激励企业进行技术创新,产生“创新补充”效应,在弥补环境规制“遵循成本”的同时,促进企业生产效率的提升(Porter and Van der Linde,1995;李树、陈刚,2013)。就绿色信贷的金融资源配置功能而言,借助其在资金和信用等方面的优势可以减轻微观主体在不利政策环境下受到的负面冲击(王馨、王营,2021)。通过融资渠道,绿色信贷会对企业环境污染的机会成本进行动态调整,将污染排放产生的负外部性内部化,利用资金配置引导企业实现绿色转型和产业升级。基于此,本文提出假说1a。

假说1a:绿色信贷政策有利于重污染企业全要素生产率的提升。

然而,基于静态的传统经济学视角,在企业技术、资本等不变的情况下,绿色信贷的环境规制功能会增加重污染企业的污染治理成本,占用企业生产资源,挤出生产性投资,制约企业生产效率的提高(Gray and Shadbegian,1993)。环境规制后创新带来的技术进步是企业全要素生产率提高的源泉与动力,根据李青原和肖泽华(2020),不同环境规制工具会对企业创新产生异质性影响。虽然排污收费能倒逼企业进行绿色创新,但是企业在获得环保补助后需要进行环保投资,反而会挤出用于创新的资源,对创新乃至生产效率产生负面影响。严格的环境规制会使重污染企业面临减产、停产的风险,导致重污染企业资产负债表恶化,无力偿还银行贷款(罗知、齐博成,2021)。王杰和刘斌(2014)也指出,中国多数企业受到的环境规制并没有达到能够倒逼企业进行创新的水平,因此难以促进生产效率的提升。与普通环境规制工具不同,绿色信贷是否行之有效既依赖于银行政策的实施,又取决于企业自身的应对策略。从银行角度来看,绿色信贷的实施主体是具有盈利属性的商业银行,导致银行没有足够动力执行绿色信贷政策(Biswas,2011),这将影响政策实施的效果。丁宁等(2020)发现相对于一般贷款项目,绿色信贷会面临更大的投放成本,绿色信贷政策在短期会通过成本效应机制降低银行的成本效率。从企业角度来看,绿色信贷能否激励重污染企业进行绿色创新、淘汰落后产能、变革生产方式,很大程度上取决于企业自身的应对策略。企业创新面临较高的投入成本和较长的持续期,而绿色信贷又增加了重污染企业的融资约束,这对融资渠道单一的企业来说是巨大的挑战。产业升级需要一定的过渡时间,不会在短期内提升重污染企业的全要素生产率。基于此,本文提出假设1b。

假说 1b:绿色信贷政策不利于重污染企业全要素生产率的提升。

(二)绿色信贷政策下重污染企业的应对策略

绿色信贷对重污染企业生产率的影响主要体现在为企业设定了更高的融资门槛。首先,会计信息是企业向外部利益相关者传递自身经营状况的主要渠道,企业可以通过提升会计信息质量,以应对不利政策冲击下的融资困局。黎来芳等(2018)发现,在货币政策趋紧导致银行信贷规模收缩时,会计信息质量更高的企业受到的冲击更小。绿色信贷政策下重污染企业融资约束加剧。高质量的会计信息能够通过改善契约和监督降低道德风险和逆向选择,缓解包括银行在内的外部利益相关者与重污染企业之间的信息摩擦,降低外部利益相关者的信息获取和处理成本,扩充其可供决策的信息集,帮助重污染企业降低融资成本、拓宽融资渠道(Hann et al.,2020)。除来自银行的债务融资外,股权融资也是企业融资的主要形式。解决信息不对称给投资者带来的资金风险评估问题是企业顺利融资的前提。会计信息质量的提升可以吸引投资或者降低不同类别投资者之间的信息不对称程度,从而增强股票的流动性,降低股权融资成本(曾颖、陆正飞,2006),缓解企业面临的融资约束。股权融资的增加也有利于破解重污染企业融资困境,缓解因绿色信贷政策引致的全要素生产率下降。此外,会计信息可以改善有限理性管理层的信息不确定性,提高管理层对企业未来生产率的预测效率从而改善企业内部资源配置(Choi,2021)。李青原和刘习顺(2021)以中国工业企业为样本,也发现会计信息质量的提升有助于推动行业全要素生产率的向上集聚,提升资源配置效率和经济效率。基于此,本文提出假说2。

假说2:重污染企业提高会计信息质量有利于缓解绿色信贷政策导致的全要素生产率下降。

企业社会责任(Corporate Social Responsibility,简称CSR),是指企业在追求利润最大化的同时,还要承担对环境、消费者和社会的责任,强调对债权人、股东、供应商等利益相关者的权益保护(韩珣、李建军,2021)。就企业承担社会责任行为本身而言,苏冬蔚和贺星星(2011)基于新制度经济学的视角,认为企业社会责任是市场经济条件下利益相关者对企业逐利行为的一种非正式约束,可以引导企业不断通过权衡社会资本的边际收益和边际成本,进而优化内在价值,促进生产效率的提高。就企业披露社会责任信息的信号效应而言,重污染企业在生产过程中主动披露社会责任信息,有利于降低企业与外部利益相关者之间的信息不对称,对企业社会形象和市场价值的提升具有积极影响。一方面,积极承担企业社会责任并加强相关信息披露,能够通过降低权益资本成本(Dhaliwal et al.,2011),缓解绿色信贷政策引致的债务融资成本上升对重污染企业造成的压力。另一方面,包括环境信息、债权人权益保护信息在内的社会责任信息披露也有利于重污染企业改善绿色信贷政策背景下的融资环境,降低融资成本,促进重污染企业的可持续发展(Goss and Roberts,2011)。重污染企业披露环境信息能够在一定程度影响银行信贷决策,增加企业信贷获取并降低债务融资成本,且环境信息披露对财务信息披露具有补充作用,使得该效应在企业信息透明度低时更加显著(Roychowdhury et al.,2019)。因此,就重污染企业而言,披露环境信息和债权人权益保护信息能够在一定程度上向银行等债权人传递正面信号,减少银行对重污染企业进行贷款所面临的风险,从而改善因融资不足导致的生产率下降问题。基于此,本文提出假说3。

假说3:重污染企业披露社会责任信息有利于缓解绿色信贷政策导致的全要素生产率下降。

此外,根据《绿色信贷指引》的相关规定,“银行业金融机构应当从战略高度推进绿色信贷,加大对绿色经济、低碳经济、循环经济的支持,防范环境和社会风险”。因此,在绿色信贷政策背景下,信贷资源会重新进行分配,环境绩效较好、环境和社会风险较低的企业将获得规模较大且期限较长的外部融资(沈洪涛、马正彪,2014),而重污染企业将面临更强的融资约束(苏冬蔚、连莉莉,2018;沈洪涛、马正彪,2014)。与一般意义上的创新不同,绿色创新有助于企业全面降低环境成本(Hart,1995),通过生产差异化绿色产品增强企业市场竞争力、形成新的经济增长点,是促进绿色发展、协调经济增长与环境保护的关键因素。因此,对于面临更高环境成本的重污染企业而言,进行绿色创新,提升环境绩效,是实现重污染企业绿色转型的根本途径。王馨和王营(2021)通过双重差分方法,检验了绿色信贷政策对重污染行业相对于非重污染行业创新表现的影响,发现绿色信贷政策下重污染行业绿色创新表现更为活跃,重污染企业的创新产出显著降低了贷款融资成本。尽管重污染企业在面临信贷约束时进行绿色创新存在一定难度,但是,如果重污染企业能够改变内部资源配置结构,主动进行绿色创新,则有利于向银行和其他利益相关者释放绿色转型的信号,在真正提高企业自身资源利用效率的同时,改善绿色信贷政策背景下的融资条件,实现经济效率与环境保护的双赢。基于此,本文提出假说4。

假说4:重污染企业推进绿色创新有利于缓解绿色信贷政策导致的全要素生产率下降。

三、数据来源与研究设计

(一)数据来源

本文使用2007—2018年中国沪深两市A股上市公司作为研究样本。样本区间的选取是基于2007年我国开始实行全新《企业会计准则》,且2019年底开始出现疫情。后文使用2004—2021年的样本进行稳健性检验。公司基本特征和财务数据均来自CSMAR数据库。根据以往文献惯例,本文对非正常交易上市公司(包括ST、ST*以及PT)样本、金融行业的样本以及主要变量缺失的企业-年度样本进行了删除。为了避免异常值对结果的影响,本文对主要连续变量进行1%—99%之外的极端值缩尾处理。最终得到13104个企业-年度观测值。此外,异质性分析中涉及的绿色创新数据来源于国家知识产权局(SIPO),根据世界知识产权组织(WIPO)于2010年推出的“国际专利绿色分类清单”中的绿色专利IPC分类号对企业层面专利类型进行匹配,得到企业每年申请、授权的绿色专利(包括绿色发明专利和绿色实用新型专利)数量。

(二)模型构建与变量测度

基于双重差分方法,为检验绿色信贷与企业全要素生产率之间的关系,我们构建了如下模型:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HPF_i \times Policy_t + \gamma X_{it} + \varphi_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中:被解释变量 TFP_{it} 为企业*i*在第*t*年的全要素生产率。其测度借鉴鲁晓东和连玉君(2012)的方法,本文分别采用OP和LP方法估计资本弹性、劳动弹性和全要素生产率,以缓解模型估计的同时性偏差(Simultaneity Bias)和样本选择性偏差>Selectivity and Attrition Bias)。计算中涉及的企业产出用营业收入进行衡量;企业资本投入用固定资产净额来衡

量;企业劳动要素投入用支付的劳动者报酬来衡量;中间投入参考刘莉亚等(2018)的方法,用企业销售额减去增加值进行衡量,其中增加值=固定资产折旧+支付给职工以及为职工支付的现金+营业税金及附加+营业盈余。

关键解释变量为重污染企业与绿色信贷政策的交乘项 $HPF_i \times Policy_i$ 。其中, HPF_i 为重污染企业的虚拟变量,若企业处于重污染行业则取值为1,否则为0。 $Policy_i$ 为《指引》颁布的虚拟变量,2012年之后取值为1,否则为0。重污染行业的划分借鉴张琦等(2019)的方法,根据环保部2008年制定的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、建材、采矿、化工、石化、制药、轻工、纺织、制革共14个重污染行业的细分行业,按照证监会《上市公司行业分类指引(2012年修订)》对应到相应的三位数行业中。交乘项 $HPF_i \times Policy_i$ 的系数反映了相对于非重污染企业绿色信贷政策实施前后对重污染企业全要素生产率的影响。模型中加入企业固定效应 φ_i 和年度固定效应 ω_t ,从而控制不可观测的非时变企业特征和时间趋势。模型在企业层面进行标准误聚类。

为了控制其他影响企业全要素生产率的因素,本文借鉴李艳和杨汝岱(2018)的方法,引入一系列控制变量 X_{it} ,具体包括:(1)使用企业规模($SIZE$)、企业年龄(AGE)、资产负债率(LEV)、资产收益率(ROA)、账面市值比(MTB)控制企业的基本特征。(2)使用管理费用率(ADM)、广告密度(ADV)和固定资产比重(PPE)控制企业的固定成本和沉没成本。对于本身生产率较低的企业,固定成本越高,企业运营能力越差,而沉没成本越高,意味着企业进入和退出的门槛都相应得到了提升。(3)使用营业成本率($MARGIN$)、市场集中度(HHI)、产品市场规模($INDSIZE$)及同一行业中的企业数量($NFIRMS$)控制行业竞争因素。其中 HHI 越大,表明行业竞争程度越低;而 $INDSIZE$ 越大,表明潜在竞争者的进入威胁越大,也可能表明企业的投资需求更多,形成更高的市场进入壁垒。

各变量的具体定义见表1。

表1 变量定义

变量符号	变量名称	具体定义
TFP_{LP}	全要素生产率	用LP方法计算的全要素生产率
TFP_{OP}	全要素生产率	用OP方法计算的全要素生产率
HPF	重污染企业	重污染企业的虚拟变量,若为重污染企业则取1,否则取0
$Policy$	政策年份	政策实施(2012年)之后取1,否则为0
$SIZE$	企业规模	企业总资产取自然对数
AGE	企业年龄	企业成立至样本本期年限取自然对数
LEV	资产负债率	总负债/总资产
ROA	资产收益率	净利润/总资产
MTB	账面市值比	总资产/总市值
ADM	管理费用率	管理费用/营业收入
PPE	固定资产比重	固定资产总计/总资产
ADV	广告密度	广告费/销售收入
HHI	市场集中度	同一行业中各企业销售收入权重的平方和
$INDSIZE$	产品市场规模	行业总销售收入取自然对数
$MARGIN$	营业成本率	营业成本与营业收入的比率
$NFIRMS$	企业数量	同一行业中企业数量的自然对数

(三) 变量描述性统计

本文描述性统计结果如表 2 所示。用 LP 方法计算的全要素生产率均值为 5.0367,略高于用 OP 方法计算的全要素生产率均值 2.5979,两者中位数分别为 4.9148 和 2.5257,数据结构无明显偏态。其他控制变量与之前文献的计算结果也较为一致。

表 2 描述性统计

变量	N	均值	标准差	p25	p50	p75
<i>TFP_LP</i>	13 104	5.0367	0.9320	4.3699	4.9148	5.5696
<i>TFP_OP</i>	13 104	2.5979	0.6223	2.1738	2.5257	2.9511
<i>SIZE</i>	13 104	8.1042	1.2318	7.1992	7.9144	8.7762
<i>AGE</i>	13 104	2.6506	0.4319	2.3979	2.7081	2.9444
<i>LEV</i>	13 104	0.3819	0.1994	0.2181	0.3663	0.5316
<i>ROA</i>	13 104	0.0455	0.0510	0.0187	0.0431	0.0716
<i>MTB</i>	13 104	0.5910	0.2275	0.4156	0.5903	0.7596
<i>ADM</i>	13 104	0.1010	0.0683	0.0558	0.0860	0.1252
<i>PPE</i>	13 104	0.0545	0.0478	0.0195	0.0407	0.0748
<i>ADV</i>	13 104	0.0798	0.0873	0.0257	0.0493	0.0983
<i>HHI</i>	13 104	0.3604	0.2257	0.1691	0.3073	0.5109
<i>INDSIZE</i>	13 104	10.1600	1.5327	9.1116	10.1440	11.0740
<i>MARGIN</i>	13 104	0.6982	0.1714	0.6133	0.7309	0.8218
<i>NFIRMS</i>	13 104	2.0592	1.0253	1.3863	1.9459	2.7726

四、实证结果及分析

(一) 绿色信贷政策与全要素生产率

表 3 报告了绿色信贷政策对重污染企业全要素生产率的影响结果。其中第(1)列的被解释变量为用 LP 方法计算的全要素生产率 *TFP_LP*,第(2)列的被解释变量为用 OP 方法计算的全要素生产率 *TFP_OP*。如表 3 所示,第(1)列和第(2)列重污染企业与政策实施的交乘项 *HPF*×*Policy* 系数分别为-0.0458 和-0.0439,均在 1%的水平下显著为负。从经济意义上分析,以第(2)列为例,绿色信贷政策使得重污染企业全要素生产率降低了 1.69%(-0.0439/2.5979)。与假说 1b 一致,《指引》实施后,相对于其他企业,重污染企业的全要素生产率显著下降。此外,其他控制变量回归结果基本符合预期,*SIZE*、*AGE* 和 *ROA* 系数显著为正,表明企业全要素生产率与企业规模、年龄以及盈利能力正相关;*HHI* 系数显著为负、*INDSIZE* 系数显著为正,表明更加激烈的行业竞争有利于企业全要素生产率的提升。重污染企业全要素生产率的降低,一方面反映了绿色信贷政策在约束重污染企业生产行为、淘汰落后产能方面的积极作用,但在另一方面还需要考虑如何保障行业稳定供给和促进重污染企业转型,从而使得绿色信贷政策真正有利于经济的可持续发展,实现经济发展与环境保护的双赢。基于此,本文异质性分析部分将围绕重污染企业自身的应对策略进行讨论,试图为重污染企业破解转型困局提供解决方案。

表 3

基准回归结果

	(1)	(2)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>HPF</i> × <i>Policy</i>	-0.0458 *** (-3.0081)	-0.0439 *** (-2.9246)
<i>SIZE</i>	0.4685 *** (34.3782)	0.1522 *** (11.4376)
<i>AGE</i>	0.0966 ** (2.2533)	0.0086 (0.1962)
<i>LEV</i>	0.2936 *** (6.8095)	0.1778 *** (4.0899)
<i>ROA</i>	1.8675 *** (12.9121)	1.4061 *** (11.5731)
<i>MTB</i>	-0.1662 *** (-6.7665)	-0.0781 *** (-3.3258)
<i>ADM</i>	-3.2145 *** (-23.2185)	-3.4439 *** (-26.6258)
<i>PPE</i>	-0.2011 *** (-2.7462)	-0.3763 *** (-5.3839)
<i>ADV</i>	0.2185 (1.3807)	-0.5149 *** (-3.3358)
<i>HHI</i>	-0.1639 *** (-3.3234)	-0.1073 ** (-2.1454)
<i>INDSIZE</i>	0.0786 *** (6.6897)	0.0567 *** (5.1849)
<i>MARGIN</i>	0.7317 *** (8.3307)	0.3352 *** (3.9201)
<i>NFIRMS</i>	-0.1640 *** (-7.0216)	-0.1379 *** (-5.7799)
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	13 104	13 104
调整的 <i>R</i> ²	0.6977	0.4655

注:括号内为 *t* 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。下同。

(二) 绿色信贷政策与企业环境绩效

根据上文所述,绿色信贷政策会对重污染企业全要素生产率产生负面影响,有助于淘汰落后产能。那么绿色信贷政策是否能够减少重污染企业的污染排放,提升企业的环境绩效呢?为此本文以企业污染物排放和环境有益产品作为被解释变量,对企业环境绩效进行测度。前者定义为企业是否有污染物排放,有则为 1,没有则为 0;后者定义为企业是否开发或运用了对环境有益的创新产品、设备或技术,有则为 1,没有则为 0。其他解释变量与模型(1)一致。表 4 报告了有关绿色信贷对企业环境绩效影响的回归结果。第(1)列重污染企业

和绿色信贷政策的交乘项系数在 1% 的水平下显著为负,即绿色信贷政策在减少重污染企业污染排放方面发挥了积极作用。第(2)列重污染企业和绿色信贷政策的交乘项系数在 5% 的水平下显著为正,即绿色信贷政策增加了重污染企业对环境有益产品、技术的开发和运用,提升了企业的环境绩效。

表 4 绿色信贷与环境绩效

	(1)	(2)
	污染物排放	环境有益产品、设备或技术
<i>HPF</i> × <i>Policy</i>	-3.2167*** (-3.1240)	0.4432** (2.0533)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年度固定效应	是	是
N	3 037	3 037
<i>Pseudo R</i> ²	0.3542	0.0655

(三) 机制检验与异质性分析

基于前文结论,绿色信贷政策会导致重污染企业生产率下降。但绿色信贷的目的并非降低重污染企业的生产能力,减缓经济发展增速,而是激发企业内在减排动力,通过技术创新和产业升级,寻找新的发展模式。在面临信贷政策压力之下,重污染企业若选择消极应对,必然迎来资产规模日渐缩减、正常生产无法维系的结局。那么重污染企业如何主动出击以谋求自身的可持续发展呢?本文在厘清绿色信贷影响重污染企业全要素生产率渠道的基础上,从企业会计信息质量、社会责任信息披露以及绿色创新等方面为重污染企业提供破解绿色信贷政策下转型困局的方法。

1. 机制检验

(1) 融资渠道。企业生产效率提高与其能否获得足够的资金支持紧密相关。绿色信贷的推行要求银行在授信决策中,将企业是否符合环境检测标准作为信贷审批的重要前提,从而大大提高重污染企业借款的门槛。为了检验绿色信贷政策是否会通过加剧重污染企业的融资约束而对其生产力的发展产生抑制作用,本文分别基于绿色信贷政策对企业短期借款占总资产的比重(*LOAN_S*)和长期借款占总资产的比重(*LOAN_L*)的影响进行检验。其中,长期借款是企业固定资产投资的重要来源(陆正飞等,2006),而短期借款主要用于企业日常经营活动的资金周转。检验结果如表 5 所示,绿色信贷政策并未显著影响重污染企业用于资金周转的短期借款(见第(1)列),但显著降低了企业的长期借款占总资产的比重,第(2)列中重污染企业和绿色信贷政策的交乘项系数在 5% 的水平下显著为负,即绿色信贷政策会通过抑制重污染企业长期融资、增加融资约束导致企业全要素生产率的降低。此外,第(2)列 *ADM*、*PPE* 的系数显著为正则表明管理费用占比较高、固定资产投资规模较大的企业更加需要银行长期贷款的支持。

表 5 绿色信贷与企业融资

	(1)	(2)
	<i>LOAN_S</i>	<i>LOAN_L</i>
<i>HPF</i> × <i>Policy</i>	0.0020 (0.6036)	-0.0051 ** (-2.1257)
<i>SIZE</i>	-0.0194 *** (-7.6059)	0.0132 *** (7.7967)
<i>AGE</i>	0.0019 (0.2434)	0.0072 (1.4043)
<i>LEV</i>	0.3649 (41.2843)	0.1267 *** (19.8585)
<i>ROA</i>	-0.1065 *** (-4.1536)	-0.0503 *** (-3.1602)
<i>MTB</i>	0.0033 (0.6465)	0.0107 *** (2.9442)
<i>ADM</i>	-0.0509 ** (-2.1161)	0.0355 ** (2.3001)
<i>PPE</i>	-0.0676 *** (-3.7140)	0.1359 *** (9.0739)
<i>ADV</i>	-0.0537 ** (-2.1126)	-0.0242 (-1.1911)
<i>HHI</i>	0.0075 (0.7698)	-0.0047 (-0.6506)
<i>INDSIZE</i>	-0.0019 (-0.9248)	-0.0043 *** (-3.2119)
<i>MARGIN</i>	-0.0052 (-0.3447)	-0.0535 *** (-4.5659)
<i>NFIRMS</i>	0.0050 (1.2600)	0.0060 ** (2.1724)
企业固定效应	是	是
年度固定效应	是	是
N	10 419	10 419
调整的 R^2	0.7551	0.6744

(2) 创新渠道。根据内生增长理论,创新所带来的技术进步是经济增长与持续发展的重要推动力。但企业创新通常需要较大的资金支持,且存在潜在风险,因此创新所面临的成本也较高。大量文献表明,银行外部融资的可获得性在企业技术创新的过程中发挥着重要作用,企业贷款与其创新之间存在正相关关系(Nanda and Nicholas, 2014)。Amore 等(2013)表明,银行业放松管制对企业创新活动的数量和质量均有显著的积极影响。就绿色信贷政策而言,基于金融资源配置功能,当重污染企业面临信贷约束时可能会削减研发支出(Aghion et al., 2010),阻碍企业技术进步和生产效率的提高。基于环境规制功能,一方面由于创新投入所需资金可能被企业污染治理成本挤占,进而影响企业生产效率的提升。另一方面,绿色信贷政策的实施可能会倒逼重污染企业进行技术创新,从而抵消环境规制对企业

生产效率的不利影响。为了检验绿色信贷政策是否会通过创新渠道对重污染企业全要素生产率产生影响,本文分别基于绿色信贷政策对企业研发投入(*R&D*)和企业专利申请(*PAT*)的影响进行检验。其中企业专利申请通过对当年申请已授权的专利数量加一并取对数进行度量。回归结果如表6所示,随着绿色信贷政策实施后对重污染企业信贷的削减,重污染企业的研发投入降低。第(1)列重污染企业和绿色信贷政策的交乘项在5%的水平下显著。另外,如第(2)列所示,与陆菁等(2021)的研究结果一致,绿色信贷政策并没有产生“波特效应”,绿色信贷政策对企业当年专利授权总量无显著影响。因此,短期内绿色信贷政策难以通过促进重污染企业创新激发企业的生产潜能,反而会通过重污染企业研发投入的削减导致全要素生产率的降低。

表 6 绿色信贷与企业创新

	(1)	(2)
	<i>R&D</i>	<i>PAT</i>
<i>HPF</i> × <i>Policy</i>	-0.0047 ** (-2.4393)	0.0832 (1.1237)
<i>SIZE</i>	0.0022 (0.9979)	0.0890 (1.3125)
<i>AGE</i>	-0.0190 ** (-2.3130)	0.1195 (0.4968)
<i>LEV</i>	-0.0087 (-1.0461)	0.2213 (1.2464)
<i>ROA</i>	-0.0026 (-0.1077)	1.1907 *** (2.5914)
<i>MTB</i>	-0.0053 * (-1.6650)	0.0642 (0.4741)
<i>ADM</i>	0.3117 *** (8.7823)	0.2035 (0.4679)
<i>PPE</i>	0.0090 (0.4327)	-0.4140 (-1.0785)
<i>ADV</i>	0.1288 *** (2.8281)	0.8307 * (1.6724)
<i>HHI</i>	0.0139 ** (2.0978)	0.0166 (0.0659)
<i>INDSIZE</i>	-0.0028 ** (-2.4753)	-0.0413 (-0.8223)
<i>MARGIN</i>	0.0195 (0.9734)	0.5029 * (1.7391)
<i>NFIRMS</i>	0.0112 ** (2.2917)	0.2472 ** (2.2981)
企业固定效应	是	是
年度固定效应	是	是
N	13 104	13 104
调整的 <i>R</i> ²	0.1001	0.0303

2. 异质性分析

(1) 会计信息质量。一方面本文借鉴 Bhattacharya 等(2003)构造会计信息质量的指标 $AQ1$:

$$AQ1 = \left(\frac{AC}{ASSET} \right) \times (-1) \quad (5)$$

(5)式中: AC (总应计利润)=净利润-经营活动现金流,通过取负号使得 $AQ1$ 值越大,会计信息质量越高。另一方面,本文也通过将深交所信息披露考核评级指标^①作为企业会计信息的度量,对回归结果进行稳健性检验。我们将评级结果 A、B、C、D 分别赋值为 4、3、2、1,构造会计信息质量指标 $AQ2$ 。为了避免对高生产率企业本身具有更高质量会计信息问题的担忧,本文通过对政策发生前年度(2007—2011年)企业的会计信息质量 $AQ1$ ($AQ2$)取平均值,再按照不同行业计算会计信息质量的中位数,构建虚拟变量 AQH ,当会计信息质量高于中位数时取值为 1,否则为 0。如表 7 所示,交乘项 $HPF \times Policy \times AQH$ 的系数均显著为正,与假说 2 一致,即重污染企业提高会计信息质量,有利于缓解绿色信贷政策对企业全要素生产率的负面影响。

表 7 会计信息质量、绿色信贷与全要素生产率

	$AQ=AQ1$		$AQ=AQ2$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP_LP	TFP_OP	TFP_LP	TFP_OP
$HPF \times Policy \times AQH$	0.0470 ** (1.9943)	0.0677 ** (2.4387)	0.0707 ** (2.4042)	0.0470 * (1.6548)
$HPF \times Policy$	-0.0740 *** (-3.9724)	-0.0804 *** (-3.8471)	-0.0841 *** (-3.7979)	-0.0751 *** (-3.5967)
$AQH \times HPF$	-0.0397 * (-1.8216)	-0.0619 ** (-2.2757)	0.0143 (0.1172)	0.0693 (0.7186)
$AQH \times Policy$	0.0089 (0.7270)	-0.0022 (-0.1652)	0.0225 (1.3445)	-0.0148 (-0.9280)
AQH	0.0105 (0.9583)	0.0149 (1.2617)	0.0349 (0.4072)	0.1038 * (1.6932)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
N	10 837	10 837	10 414	10 414
调整的 R^2	0.7299	0.4785	0.7218	0.5061

(2) 社会责任信息披露。本文根据企业在上市公司社会责任报告信息表中是否披露环境信息构建环境信息披露的虚拟变量 $EnvPro$,若披露则取值为 1,否则为 0。类似地,构建债权人权益保护信息披露的虚拟变量 $CrePro$,若企业在上市公司社会责任报告信息表中披露债权人权益保护信息则取值为 1,否则为 0。根据如表 8 第(1)—(2)列所示,交乘项 $HPF \times$

^①由于上交所信息披露考核评级工作自 2016 年后才实施,无法反映政策冲击发生前上市公司的会计信息质量,故只采用深交所信息披露考核评级数据。

$Policy \times EnvPro$ 的系数分别在 5% 和 1% 的水平下显著为正。表 9 所示的债权人权益保护信息披露对绿色信贷与重污染企业全要素生产率关系的影响,也存在类似的效应,第(1)列和第(2)列交乘项 $HPF \times Policy \times CrePro$ 的系数分别在 1% 和 5% 的水平下显著为正。表明重污染企业披露环境信息或债权人权益保护信息,有利于缓解绿色信贷政策导致的全要素生产率下降,验证了假说 3 的合理性。

表 8 环境信息、绿色信贷与全要素生产率

	(1)	(2)
	TFP_{LP}	TFP_{OP}
$HPF \times Policy \times EnvPro$	0.0558 ** (2.2931)	0.0766 *** (3.1555)
$HPF \times Policy$	-0.0747 *** (-3.6946)	-0.0835 *** (-4.0883)
$EnvPro \times HPF$	-0.0400 * (-1.7473)	-0.0573 ** (-2.4826)
$EnvPro \times Policy$	-0.0200 (-1.5354)	-0.0200 (-1.5381)
$EnvPro$	0.0001 (0.0078)	-0.0008 (-0.0657)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年度固定效应	是	是
N	13 091	13 091
调整的 R^2	0.6983	0.4667

表 9 债权人权益保护信息、绿色信贷与全要素生产率

	(1)	(2)
	TFP_{LP}	TFP_{OP}
$HPF \times Policy \times CrePro$	0.0596 *** (2.6309)	0.0465 ** (2.0583)
$HPF \times Policy$	-0.0609 *** (-3.4615)	-0.0550 *** (-3.1814)
$CrePro \times HPF$	-0.0561 *** (-2.6024)	-0.0475 ** (-2.1486)
$CrePro \times Policy$	-0.0363 *** (-2.7481)	-0.0265 ** (-1.9616)
$CrePro$	0.0111 (0.9346)	0.0015 (0.1217)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年度固定效应	是	是
N	13 091	13 091
调整的 R^2	0.6986	0.4668

(3)绿色创新。机制检验结果揭示了绿色信贷政策下重污染企业由于融资约束可能被迫削减研发支出,导致生产效率降低。但对于主动进行绿色创新、推进绿色转型的重污染企业,绿色信贷政策对其全要素生产率的负面冲击是否更小呢?本文基于更能代表企业绿色创新质量与水平的绿色发明专利授权数据,构建绿色创新虚拟变量 GP ,若企业当年获得绿色发明专利授权取值为 1,否则为 0。回归结果如表 10 的第(1) — (2)列所示,交乘项 $HPF \times Policy \times GP$ 的系数分别在 5% 和 10% 的水平下显著为正,验证了假说 4 的合理性,即企业绿色创新水平的提高,有助于缓解绿色信贷对企业生产效率的负面影响。

表 10 绿色创新、绿色信贷与全要素生产率

	(1)	(2)
	TFP_{LP}	TFP_{OP}
$HPF \times Policy \times GP$	0.0433 ** (2.1312)	0.0385 * (1.6691)
$HPF \times Policy$	-0.0211 * (-1.9064)	-0.0306 ** (-2.3773)
$GP \times HPF$	-0.0555 *** (-2.9704)	-0.0651 *** (-3.0239)
$GP \times Policy$	-0.0088 (-0.8061)	-0.0027 (-0.2267)
GP	0.0088 (0.8593)	0.0121 (1.0483)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年度固定效应	是	是
N	7 326	7 326
调整的 R^2	0.8734	0.6360

五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

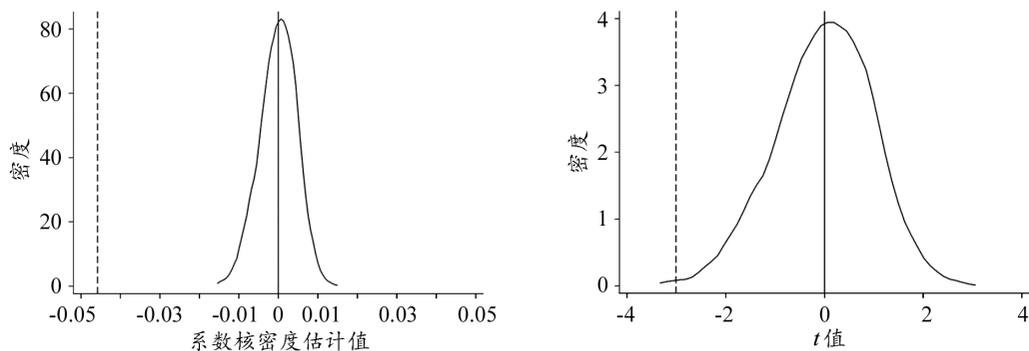
为了保证前文所述的双重差分模型估计是无偏的,以及《指引》实施是有效的外生冲击,本文借鉴 Bertrand 和 Mullainathan (2003) 的方法,加入重污染企业和年份虚拟变量的交乘项,从而判断处理组和对照组是否满足平行趋势假定。其中年份虚拟变量包括政策实施前两年 ($year2010$)、前一年 ($year2011$)、政策实施当年 ($year2012$)、政策后一年 ($year2013$) 和政策实施两年后 ($year2014$ 、 $year2015$ 、 $year2016$)。回归结果如表 11 所示,在政策实施前,重污染企业与年份虚拟变量的交乘项系数均不显著,即在政策实施前处理组和对照组的全要素生产率不存在显著差异。而在政策实施两年及以后,重污染企业与年份虚拟变量的交乘项显著为负,即绿色信贷政策对企业全要素生产率的影响存在一定时滞性。

表 11 平行趋势检验回归结果

	(1)	(2)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>HPF</i> × <i>year</i> 2010	-0.0007 (-0.0302)	-0.0298 (-1.2754)
<i>HPF</i> × <i>year</i> 2011	0.0107 (0.5234)	-0.0024 (-0.1103)
<i>HPF</i> × <i>year</i> 2012	-0.0101 (-0.5558)	-0.0157 (-0.8375)
<i>HPF</i> × <i>year</i> 2013	0.0046 (0.2574)	-0.0126 (-0.6993)
<i>HPF</i> × <i>year</i> 2014	-0.0485*** (-3.1851)	-0.0577*** (-3.9624)
<i>HPF</i> × <i>year</i> 2015	-0.0744*** (-5.2280)	-0.0946*** (-7.3720)
<i>HPF</i> × <i>year</i> 2016	-0.0770*** (-5.9819)	-0.0836*** (-6.7033)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	13 104	13 104
调整的 R^2	0.6988	0.4684

(二) 安慰剂检验

由于企业全要素生产率的变化趋势可能受其他不可观测的因素影响,本文借鉴 La Ferrara 等(2012),通过随机化政策发生时点的方法进行安慰剂检验,由此判断绿色信贷政策对重污染企业全要素生产率的作用是否由这些因素所驱动。为此,文本进行 1 000 次随机抽样,并按照模型(1)进行回归。以 *TFP_LP* 为例的检验结果如图 1 所示,在随机化政策发生时点后其与重污染企业的交乘项系数不再显著,系数核密度估计值和 t 值都分布在 0 附近。因此,《指引》实施的影响满足随机分配原则,绿色信贷政策对重污染企业全要素生产率的影响不是由其他不可观测的因素推动的。

图 1 随机处理后的系数与 t 值分布

另外,本文也将样本重新编码后随机分配到处理组中作为伪处理组,对安慰剂检验进行补充,回归结果如表 12 所示。在对处理组与控制组进行随机化处理后,*HPF*×*Policy* 的系数不再显著。进一步排除了企业全要素生产率的变化趋势可能受绿色信贷政策外其他不可观测因素影响的担忧。

表 12 安慰剂检验(随机化处理组)

	(1)	(2)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>HPF</i> × <i>Policy</i>	-0.0043 (-0.9023)	-0.0018 (-0.3834)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	13 104	13 104
调整的 R^2	0.6971	0.4644

(三) PSM-DID 检验

为了避免回归结果是由绿色信贷政策实施前处理组企业与对照组企业的基本特征差异导致的,本文采用倾向性匹配得分(PSM)与双重差分模型(DID)结合的方法重新进行回归。其中,PSM 匹配中协变量为前文模型中企业规模(*SIZE*)、年龄(*AGE*)、资产负债率(*LEV*)、资产收益率(*ROA*)、账面市值比(*MTB*)等控制变量。回归结果如表 13 所示,在对样本进行匹配后,重污染企业与绿色信贷政策实施的交乘项系数均在 5%的水平下显著为负,与基准回归结果较为一致。

表 13 PSM-DID 检验回归结果

	(1)	(2)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>HPF</i> × <i>Policy</i>	-0.0391** (-2.3648)	-0.0378** (-2.3160)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	8 153	8 153
调整的 R^2	0.6925	0.4827

(四) 延长样本区间

考虑到研究的时效性,本文将样本区间前后各延长三年至 2004—2021 年作稳健性分析。回归结果如表 14 所示,在将样本区间延长后,交乘项 *HPF*×*Policy* 系数依然在 1%的水平下显著为负,与主回归结果一致。

表 14 延长样本区间回归结果

	(1)	(2)
	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_OP</i>
<i>HPF</i> × <i>Policy</i>	-0.0584*** (-4.2444)	-0.0485*** (-3.2986)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	35 753	35 753
调整的 R^2	0.7066	0.4180

六、结论与政策建议

银行既是企业资金的提供者,又是资金使用的监管者,肩负着支持实体经济、推动经济转型和促进绿色发展的社会责任。绿色信贷的本质在于正确处理金融业与可持续发展的关系,由于绿色信贷政策特殊的资金配置功能,相比普通环境规制工具,绿色信贷的推行对重污染企业生产效率的影响机制也更加复杂。本文借助《绿色信贷指引》实施这一准自然实验,以2007—2018年中国A股上市企业为样本,在检验绿色信贷政策的实施对重污染企业全要素生产率影响的基础上,通过异质性分析方式为重污染企业在绿色信贷政策下的应对策略提供了实证支撑。研究发现:绿色信贷政策会导致重污染企业全要素生产率下降。重污染企业全要素生产率下降意味着绿色信贷能够有效淘汰落后产能,但由于重污染企业涉及较多关系国计民生的行业,这也为产业稳定供给带来了挑战。通过补充检验,我们发现绿色信贷政策通过淘汰落后产能,切实在减少污染排放、改善企业环境绩效、促进重污染企业转型方面发挥了重要作用。机制检验表明,绿色信贷政策对重污染企业生产效率的影响主要基于融资渠道和创新渠道,约束了重污染企业生产经营所需的长期融资,造成企业研发投入削减,且并未产生“波特效应”倒逼重污染企业创新。异质性分析结果表明,在绿色信贷政策的压力下,重污染企业可以通过主动提高会计信息质量、积极披露企业社会责任信息等方式减轻与债权人之间的信息不对称,并积极推动绿色创新,从而缓解始端治理阶段因重污染企业未完全转型而面临生产率下降的问题。

绿色信贷政策的目的并非打乱供求秩序,降低重污染企业的生产能力,而是希望企业遵循绿色转型规律和市场规律,形成新的绿色供给能力,在确保产业供给的前提下平稳转化型。基于此,本文的政策启示在于:

第一,信息充分是资源合理配置的重要保障。在绿色信贷政策压力之下,就重污染企业而言,可以通过提高会计信息质量、增强环境信息披露等方式减少因信息不对称而导致的信贷资源错配问题,缓解企业转型的资金压力。就国家而言,进一步建立高质量的会计信息系统,明确企业社会责任信息披露标准,优化国内信息环境,有助于化解因信息摩擦而导致的金融系统性风险,以会计改革的制度红利促进绿色信贷政策的经济效应和环境效应。

第二,绿色创新是绿色发展的基础支撑和关键动力。尽管绿色信贷政策提高了重污染企业的融资成本和融资门槛,但是企业只有通过绿色创新的方式,才能从根本上转变粗放型发展模式,实现生产力发展和环境保护的“双赢”。另外,政府应加强对绿色创新活动的政策扶持,建立绿色创新项目评价机制,对具有转型动机和转型潜力的重污染企业施行绿色创新补贴。

第三,进一步健全和完善绿色信贷标准体系,发挥绿色信贷的始端治理效应和全周期治理效应。绿色信贷政策应当采取动态的授信机制,引导企业持续投入资金改善环境绩效。银行可以基于企业环境信息披露和绿色创新行为等甄别重污染企业的绿色转型动机,对积极推进绿色转型的重污染企业给予信贷支持,避免依据行业性质进行“一刀切”的授信行为。

参考文献:

1. 丁宁、任亦依、左颖, 2020:《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》,《金融研究》第 4 期。
2. 韩珣、李建军, 2021:《政策连续性、非金融企业影子银行化与社会责任承担》,《金融研究》第 9 期。
3. 黎来芳、张伟华、陆琪睿, 2018:《会计信息质量对民营企业债务融资方式的影响研究——基于货币政策的视角》,《会计研究》第 4 期。
4. 李青原、刘习顺, 2021:《会计信息质量与资源配置——来自我国规模以上工业企业的经验证据》,《会计研究》第 8 期。
5. 李青原、肖泽华, 2020:《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》,《经济研究》第 9 期。
6. 李树、陈刚, 2013:《环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例》,《经济研究》第 1 期。
7. 李艳、杨汝岱, 2018:《地方国企依赖、资源配置效率改善与供给侧改革》,《经济研究》第 2 期。
8. 刘莉亚、金正轩、何彦林、朱小能、李明辉, 2018:《生产效率驱动的并购——基于中国上市公司微观层面数据的实证研究》,《经济学(季刊)》第 17 卷第 4 期。
9. 鲁晓东、连玉君, 2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第 11 卷第 2 期。
10. 陆菁、鄢云、王韬璇, 2021:《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》,《中国工业经济》第 1 期。
11. 陆正飞、韩霞、常琦, 2006:《公司长期负债与投资行为关系研究——基于中国上市公司的实证分析》,《管理世界》第 1 期。
12. 罗知、齐博成, 2021:《环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据》,《经济研究》第 2 期。
13. 沈洪涛、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。
14. 苏冬蔚、贺星星, 2011:《社会责任与企业效率:基于新制度经济学的理论与经验分析》,《世界经济》第 9 期。
15. 苏冬蔚、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。
16. 王杰、刘斌, 2014:《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》,《中国工业经济》第 3 期。
17. 王馨、王莹, 2021:《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第 6 期。
18. 曾颖、陆正飞, 2006:《信息披露质量与股权融资成本》,《经济研究》第 2 期。
19. 张琦、郑瑶、孔东民, 2019:《地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于〈环境空气质量标准(2012)〉的准自然实验》,《经济研究》第 6 期。
20. Aghion, P., G. M. Angeletos, A. Banerjee, and K. Manova. 2010. "Volatility and Growth: Credit Constraints and the Composition of Investment." *Journal of Monetary Economics* 57:246-265.
21. Amore, M. D., C. Schneider, and A. Žaldokas. 2013. "Credit Supply and Corporate Innovation." *Journal of Financial Economics* 109(3):835-855.
22. Bertrand, M., and S. Mullainathan. 2003. "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences." *Journal of Political Economy* 111(5):1043-1075.
23. Bhattacharya, U., H. Daouk, and M. Welker. 2003. "The World Price of Earnings Opacity." *The Accounting Review* 78(3):641-678.
24. Biswas, N. 2011. "Sustainable Green Banking Approach: The Need of the Hour." *Business Spectrum* 1(1):32-38.
25. Choi, J. H. 2021. "Accrual Accounting and Resource Allocation: A General Equilibrium Analysis." *Journal of Accounting Research* 59(4):1179-1219.
26. Dhaliwal, D. S., O. Z. Li, A. Tsang, and Y. G. Yang. 2011. "Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of

- Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting.” *The Accounting Review* 86(1):59–100.
27. Goss, A., and G. S. Roberts. 2011. “The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans.” *Journal of Banking & Finance* 35(7):1794–1810.
28. Gray, W. B., and R. J. Shadbegian. 1993. “Environmental Regulation and Manufacturing Productivity at the Plant Level.” NBER Working Paper 4321.
29. Hann, R. N., H. Kim, W. Wang, and Y. Zheng. 2020. “Information Frictions and Productivity Dispersion: The Role of Accounting Information.” *The Accounting Review* 95(3):223–250.
30. Hart, S. L. 1995. “A Natural-Resource-Based View of the Firm.” *Academy of Management Review* 20(4):986–1014.
31. La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. 2012. “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil.” *Applied Economics* 4(4):1–31.
32. Nanda, R., and T. Nicholas. 2014. “Did Bank Distress Stifle Innovation during the Great Depression?” *Journal of Financial Economics* 114(2):273–292.
33. Porter, M. E., and C. Van der Linde. 1995. “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship.” *Journal of Economic Perspectives* 9(4):97–118.
34. Roychowdhury, S., N. Shroff, and R. S. Verdi. 2019. “The Effects of Financial Reporting and Disclosure on Corporate Investment: A Review.” *Journal of Accounting and Economics* 68(2–3), 101246.

No Destruction, No Inception: Responses of High-Pollution Enterprises under the Green Credit Policy

Zhang Yinsainan, Li Qingyuan and Li Yu

(Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: Green credit policy is an important practice of helping the development of green economy through resource allocation. On the basis of using the difference-in-differences model to test the impact of the green credit policy on the total factor productivity of high-pollution enterprises, through heterogeneity analysis, this paper provides a solution to the transformation dilemma faced by high-pollution enterprises under the green credit policy. The results show that: green credit policy will promote high-pollution enterprises to reduce pollution emissions and produce more environmentally friendly products, but also lead to the decline of total factor productivity of high-pollution enterprises. Mechanism test shows that green credit policy restricts the long-term financing of high-pollution enterprises, reduces R&D investment, and does not force high-pollution enterprises to innovate. The results of heterogeneity analysis show that high-pollution enterprises can ensure production efficiency by actively improving the quality of accounting information, disclosing corporate social responsibility information, promoting green innovation and other means. The conclusions of this paper provide empirical evidence for balancing the relationship between economic benefits and environmental benefits of green credit policy based on the perspective of enterprises.

Keywords: Green Credit, High-Pollution Enterprises, Total Factor Productivity, Information Disclosure, Green Innovation

JEL Classification: D24, G21, G38

(责任编辑:彭爽)