

绿色信贷政策的绿色治理效应： 基于中国工业企业研究

黄晓琪¹, 宋 敏², 李 虎¹

(1. 中南财经政法大学经济学院, 湖北 武汉 430073; 2. 武汉大学经济管理学院, 湖北 武汉 430072)

摘 要: 从企业绿色治理视角, 探讨绿色信贷政策对企业污染排放的影响, 发现绿色信贷政策的实施会显著减少高污染企业的污染排放, 有利于高污染企业的绿色治理。此外, 绿色信贷政策对企业污染排放的抑制作用对于政府环境监管力度高地区的企业、行业竞争程度低的企业和市场化水平高地区的企业更加显著。进一步从生产端和处理端分析绿色信贷政策影响企业污染排放的作用机制。从生产端来看, 绿色信贷政策的实施会提升企业的非正常经营风险、倒逼企业减少煤炭使用, 从而降低企业污染排放。从处理端来看, 绿色信贷政策的实施会激励企业购买更多、处理效率更高的污染处理设备, 提高污染处理能力。此外, 绿色信贷政策的实施还可能挤出企业非绿色创新、引导企业进行更多绿色创新, 从而减少污染排放、提升企业绿色治理水平。

关键词: 绿色信贷政策; 企业污染排放; 生产端; 处理端; 绿色技术创新

中图分类号: F42

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)10-0142-11

Green governance effects of green credit policies: A study based on industrial enterprises in China

HUANG Xiaqi¹, SONG Min², LI Hu¹

(1. Economics School, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: From the perspective of corporate green governance, this paper explores the impact of green credit policies on corporate pollution emissions. It reveals that the implementation of green credit policies significantly reduces pollution emissions of highly polluting enterprises. Furthermore, the inhibitory effect of green credit policies on corporate pollution emissions is more pronounced in regions with stringent government environmental regulations, industries with low competition intensity, and regions with high levels of marketization. The paper further analyzes the mechanisms from both the production and treatment perspectives. On the production side, the implementation of green credit policies increases the non-normal operational risks for enterprises and optimizes the energy usage structure by reducing the use of coal. From the treatment side, the implementation of green credit policies motivates enterprises to invest in more and higher-efficiency pollution treatment equipment, enhancing pollution treatment capabilities. Moreover, green credit

收稿日期: 2024-05-16 修回日期: 2024-07-30

基金项目: 教育部人文社会科学基金青年项目“环境司法专业化的绿色治理效应研究: 影响评估、作用机制和经济后果分析”(23YJC790047); 国家社会科学基金重大项目“新形势下全球创新网络演化及风险治理研究”(20&ZD072); 中央高校基本科研业务费项目“‘双碳’目标下自由贸易试验区建设对企业低碳技术创新的影响研究”(2722023DD011); 武汉大学经济与管理学院 2023 全英文品牌项目(1201-413500004)。

作者简介: 黄晓琪(1993—), 女, 安徽安庆人, 经济学博士, 中南财经政法大学经济学院讲师, 研究方向为绿色金融。

policies may crowd out non-green innovation, compelling enterprises to engage in more green innovations, which contributes to reducing pollution emissions and enhancing corporate green governance.

Key words: Green credit policies; Corporate pollution emissions; Production side; treatment side; Green technological innovation

改革开放以来,中国经济取得了快速发展,但这是以环境污染为代价的^[1-2]。习近平总书记在党的十八届五中全会上提出了五大发展理念,即创新、协调、绿色、开放和共享,明确将绿色发展作为未来发展的一个重要方向。因此,加强环境治理、降低污染排放对于中国真正实现绿色发展至关重要。由于工业企业是污染的主要制造者,实现绿色发展的关键在于引导工业企业减少污染排放、加强绿色治理,实现生产过程的“绿色化”。

随着污染问题日益严重,相关研究开始探讨企业污染排放的影响因素,并从经济增长^[3]、贸易开放^[4-5]、外资进入^[6-7]等方面进行了讨论。由于环境污染的“负外部性”特征,企业绿色治理需要政府发挥作用^[8]。政府出台了一系列环境规制举措,越来越多的研究开始聚焦于分析环境规制与污染排放之间的关系^[9-12]。

政府除了通过环境规制倒逼企业减少污染排放之外,还可以发挥绿色金融在资源配置方面的作用^[13],引导企业加强绿色治理。中国的金融资源长期向污染密集型的高产值行业倾斜,造成了严重的污染问题^[14]。因此,金融机构应该通过绿色金融引导企业加强绿色治理。但现有研究主要从政府强制性环境规制的视角展开研究,较少深入研究绿色金融在引导企业减少污染排放中的重要助推作用。

2020年年末,中国总绿色融资余额接近13万亿元,绿色信贷融资占比超过92%,绿色信贷政策是中国最有效的环保政策之一^[15]。因此,探讨绿色信贷政策的实施能否发挥资源再配置作用,引导企业减少污染排放,提升生产经营的绿色治理水平,具有十分重要的意义。2007年7月,《关于落实环境环保政策法规防范信贷风险的意见》(以下简称《意见》)颁布,其明确提出严格限制向污染企业投放贷款,并对污染企业的环境友好型项目提供资金支持,该文件的发布标志着绿色信贷政

策体系在中国正式构建。本文以该政策作为一项外生冲击,以工业企业为主要研究对象,探讨绿色信贷政策和企业污染排放的因果关系。

本文发现:①绿色信贷政策的实施会显著减少高污染企业的污染排放,该基准结论在一系列检验后依然成立;②绿色信贷政策对企业污染排放的抑制作用对于政府环境监管力度高地区的企业、行业竞争程度低的企业和市场化水平高地区的企业更加显著;③本文进一步从生产端和处理端分析绿色信贷政策影响企业污染排放的作用机制。一方面,从生产端来看,绿色信贷政策的实施可以提升企业的非正常经营风险和停业风险,还可以倒逼企业减少煤炭的使用,优化能源使用结构,从而减轻企业污染排放。另一方面,从处理端来看,绿色信贷政策的实施能够激励企业购买更多、效率更高的污染处理设备,提高污染处理能力从而减少排放。此外,在长期内,绿色信贷政策的实施还可能挤出企业非绿色创新、进行更多绿色创新,进一步加强企业绿色治理能力。

本文创新点有三。第一,现有研究主要探讨环境规制与污染排放之间相关关系。本文将2007年绿色信贷政策的实施作为一个准自然实验,考察了绿色金融对于企业污染排放的因果效应。第二,现有研究主要是基于行业或者区域样本。本文将中国工业企业数据库与企业污染数据库进行匹配,得到工业企业污染的大样本微观数据,更可能得到无偏的估计。第三,本文系统地从生产端和处理端、长期绿色技术改进等方面分析了绿色信贷影响企业污染排放的内在机制。

一、制度背景与理论机制

(一) 制度背景

1995年,中国首次启动了绿色信贷体系的构建,中国人民银行要求金融机构在开展信贷业务时,将环境保护和污染治理作为额外的评估标准。2004年,《关于进一步加强产业政策和信贷政策协

调配合,控制信贷风险有关问题的通知》明确限制金融机构为环境风险大的项目提供资金支持。但是,相关政策实施缺乏内在动力,收效甚微。2007 年 7 月,由中国人民银行、原环保总局和原银监会联合发布了《关于落实环境环保政策法规防范信贷风险的意见》,其明确提出严格限制向污染企业投放贷款,并对污染企业的环境友好型项目整改提供资金支持。该文件的发布标志着绿色信贷政策体系在中国正式构建。

接下来,本文将从绿色信贷的发展和节能减排效果展开阐述。首先,考察 2007 年绿色信贷政策实施以后,银行业绿色信贷发展情况。如表 1 所示,各银行的绿色信贷余额逐年上升。第一家“赤道银行”兴业银行表现突出,绿色信贷余额年均增长率高达 56.92%。

表 1 代表性银行的绿色信贷余额

年份	中国银行	建设银行	工商银行	农业银行	交通银行	招商银行	兴业银行
2007	-	1252.12	-	-	-	-	-
2008	1 020.22	1 541.43	-	-	-	249.28	33.04
2009	1 503.22	1 810.97	4 079.92	598.00	-	398.20	165.83
2010	1 921.12	1 958.06	5 074.52	597.13	1 022.93	462.51	478.68
2011	2 494.00	2 190.70	5 903.00	881.68	1 235.36	509.82	884.16
2012	2 274.80	2 396.37	5 934.00	1 522.00	1 440.28	610.57	1 126.09
2013	2 587.59	4 883.90	5 980.00	3 304.21	1 658.36	1 163.72	1 780.97
2014	3 010.43	4 870.77	8 117.47	4 724.47	1 198.34	1 509.47	2 960.00
2015	4 123.15	7 335.63	9 146.03	5 431.31	1 455.59	1 565.03	3 942.00
2016	4 673.42	8 892.21	9 785.60	6 494.32	1 611.05	1 436.64	4 943.60
2017	5 387.99	10 025.21	10 991.99	7 476.25	-	1 571.03	6 806.00

注:绿色信贷余额数据来自于银行年报,单位为亿元。“-”表示数据缺失。

其次,以节能环保产业为例,探讨绿色信贷的实际节能减排效果。图 1(a)展示了绿色信贷的节能效果,可以看出绿色信贷节约了大量的煤炭资源和水资源。此外,图 1(b)验证了绿色信贷的减排效果,每年减少约 400—600 万吨二氧化硫,200—400 万吨化学需氧量,100—300 万吨碳氧化物,20—45 万吨氨氮。综上,绿色信贷在实际应用中发挥了巨大的节能减排效应。

(二)理论机制

首先,从生产端来看,绿色信贷政策会提升企业非正常经营风险,降低企业污染排放。一方面,该绿色信贷政策明确要求银行严格限制向污染企业投放贷款,高污染企业从银行部门获得融资的可能性下降,会影响正常生产经营。另一方面,在银行部门贷款渠道受限的情况下,高污染企业会增加其他金融机构的贷款,融资成本上升^[16],财务状况恶化从而影响高污染企业的正常生产。

其次,绿色信贷政策还可以通过优化能源使用结构从生产端实现清洁生产。从本质上看,污染排放主要是由于能源使用造成的^[17]。绿色信贷政策实施以后,企业为了获得银行贷款,有较大的动力去优化能源使用结构,从而达到绿色信贷的发放要求^[18]。此外,绿色信贷政策明确提出对企业的绿色整改项目进行资金支持,因此,企业可能积极调整自身的能源使用结构以获取绿色整改资金支持。

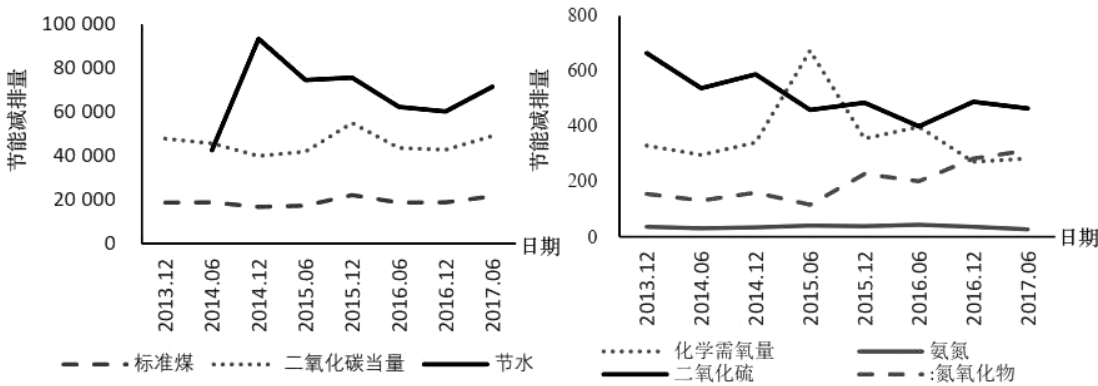


图 1 绿色信贷在节能环保细分产业的节能减排量

注:数据来自于 Wind 数据库。横坐标为日期,纵坐标为节能减排量(单位:万吨)。由于绿色信贷在节能环保产业的节能减排量数据在其他年份缺失,因此该图表时间区间为 2013 年 12 月—2017 年 6 月。

再次,从处理端来看,绿色信贷政策的实施会倒逼企业购买更多、污染处理效率更高的设备,有利于降低企业的污染排放。一是绿色信贷政策明确要求银行以企业污染排放情况作为发放贷款的重要标准,严格限制银行向高污染企业投放贷款。企业为了获得银行贷款,可能购买先进的污染处理设备,以达到贷款发放的基础条件。二是绿色信贷政策还提出各级环保部门应督促高污染企业整改,金融机构根据整改信息合理投放信贷^[19],企业购买污染处理

效率更高的设备有利于获得绿色信贷支持。

最后,考虑引进新技术,绿色信贷政策可能会倒逼企业使用更加先进的绿色技术,从而进一步提高绿色生产效率。企业污染排放与绿色技术进步密切相关^[20]。绿色信贷政策实施以后,为了长期发展的需要,企业将更多进行绿色创新、通过绿色技术改进减轻污染排放从而达到绿色信贷的准入门槛条件。综上所述,绿色信贷政策影响企业污染排放的理论机制如图2所示。

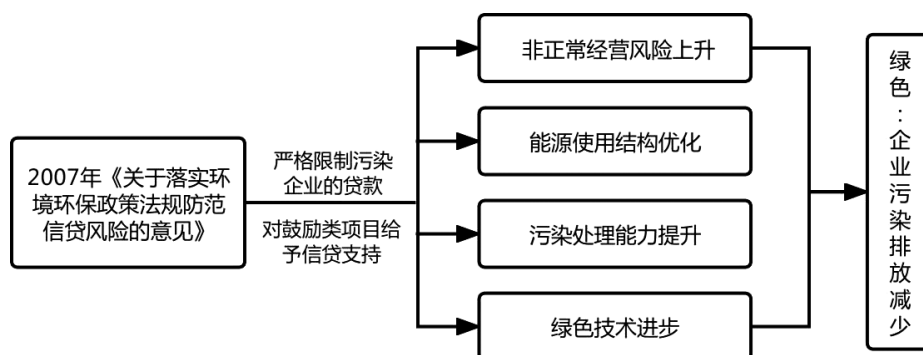


图2 绿色信贷政策与企业污染排放的理论机制

二、数据和研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文以2007年《关于落实环境环保政策法规防范信贷风险的意见》作为一项外生冲击,探讨绿色信贷政策和企业污染排放两者之间的因果关系。样本研究时间为2004—2012年。2012年原银监会颁布了《绿色信贷指引》,为了保证样本区间内只存在2007年这一项绿色信贷政策的影响,本文的样本研究截至2012年。考虑到工业企业是污染的主要生产者,本文以中国工业企业为研究对象。本文的数据主要来源于中国工业企业数据库和中国工业污染源重点调查企业数据库。

(二)模型设定与变量定义

双重差分(DID)模型被广泛用于识别政策真实效应,本文以2007年绿色信贷政策的实施作为外生冲击,构建如下DID模型:

$$\ln SO_{2fi} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Treat_f + \beta_f' X_{fi} + \gamma_f +$$

$$\sigma_i + \mu_{pt} + \varepsilon_{fi} \quad (1)$$

式(1)中, f 代表企业, t 代表年份, i 代表行业, p 代表省份。被解释变量为 $\ln SO_{2fi}$,表示企业 f 在 t 年的二氧化硫排放强度的对数值,用其作为企业污染排放的度量指标^[21-22]。主要解释变量为 $Post_t \times Treat_i$ 。因为该政策颁布于2007年7月,参照现有文献的做法^[23],如果年份为2007年,将 $Post_t$ 赋值为0.5;如果年份大于2007年, $Post_t$ 赋值1;如果年份小于2007年,则为0。考虑到绿色信贷政策主要是针对高污染企业,本文选择高污染行业的企业作为处理组,低污染行业的企业作为对照组。本文根据各行业在政策实施前三年(即2004—2006年)污染排放强度指标均值的中位数^[24],将制造业行业分为高、低污染行业^①。如果企业处于高污染行业, $Treat_f$ 则赋值为1;否则,取0。 β_1 是本文主要关注的回归系数。如果 β_1 显著为

① 本文高污染行业包括:农副食品加工业(13)、食品制造业(14)、饮料制造业(15)、纺织业(17)、木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业(20)、造纸及纸制品业(22)、石油加工、炼焦及核燃料加工业(25)、化学原料及化学制品制造业(26)、医药制造业(27)、非金属矿物制品业(31)、黑色金属冶炼及压延加工业(32)、有色金属冶炼及压延加工业(33)、及电力、热力的生产和供应业(44)。

负,则表明绿色信贷政策降低了高污染企业的污染排放。

X_{jt} 表示企业层面的控制变量集,主要包括以下变量。①企业规模($\ln TA$),用企业总资产对数值表示。②杠杆率(LEV),用总负债除以总资产表示。③企业年龄($\ln AGE$),用当年年份减去企业开业成立年份获得企业年龄,再对其加 1 取对数。④利润率(PRO),用企业利润总额除以总资产来衡量。⑤固定资产占比(FAR),用固定资产合计除以企业总资产表示。⑥外资情况(FDI)。如果企业登记注册类型为外企或者港澳台企业,则取值为 1;否则,为 0。

本文进一步控制了以下固定效应:①为了控制企业非时变因素的影响,本文控制了企业固定效应(γ_f);②考虑到行业因素影响,控制行业固定效应(σ_i);③在样本期间内,省级层面其他环境规制政策也会抑制企业污染排放,本文进一步控制省份 $\times$ 年份的固定效应(μ_{pt})。为了减轻极端值的影响,所有连续变量均进行了 1% 的缩尾处理。此外,为了减轻回归中的序列相关和异方差问题,回归标准误聚类到省份层面。

(三)主要变量的描述性统计

主要变量的描述性统计结果见表 2。可以看出, $\ln SO_2$ 的均值为 0.983 4,最大值为 6.018 5,最小值为 -5.247 2,表明样本内企业的污染排放水平存在明显差异。进一步地,本文考察了处理组和对照组关于主要解释变量的描述性统计对比结果。从均值来看,处理组的 $\ln SO_2$ 为 1.431 8,对照组的 $\ln SO_2$ 为 0.086 0。由此可以看出,处理组的企业污染排放强度更高。在处理组中, $Post$ 的均值为 0.617 2,而对照组样本中的 $Post$ 均值为 0.656 9,

表 2 主要变量的描述性分析

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln SO_2$	358 419	0.983 4	2.006 2	-5.247 2	6.018 5
$Post$	358 419	0.630 4	0.447 3	0.000 0	1.000 0
$Treat$	358 419	0.666 8	0.471 3	0.000 0	1.000 0
$\ln TA$	358 419	11.070 6	1.593 8	7.818 0	15.333 3
LEV	358 419	0.581 6	0.284 9	0.022 8	1.551 0
$\ln AGE$	358 419	2.266 9	0.769 7	0.000 0	7.606 9
PRO	358 419	0.095 7	0.187 1	-0.224 6	0.942 5
FAR	358 419	0.383 4	0.217 6	0.014 6	0.913 7
FDI	358 419	0.208 6	0.406 3	0.000 0	1.000 0

表明处理组子样本中处于政策实施后的比例与对照组样本中处于政策实施后的比例接近。

三、实证分析:绿色信贷政策和企业污染排放

(一)基础回归结果

表 3 报告了绿色信贷政策对企业污染排放的基准回归结果。首先,第(1)列报告了仅控制年份、企业固定效应的结果, $Post \times Treat$ 的回归系数显著为负,表明绿色信贷政策的实施导致高污染企业污染排放显著下降。其次,考虑到公司层面特征会影响绿色信贷政策对于企业污染排放的作用,第(2)列加入了公司控制变量。此时, $Post \times Treat$ 的回归系数依旧显著为负。再次,在样本期间内,企业所属省份的经济特征和环境规制政策也会影响企业的污染排放,本文进一步控制了省份 $\times$ 年份的固定效应,见第(3)列,绿色信贷政策对于高污染企业的减排效应依然显著存在。最后,第(4)列进一步控制行业固定效应,主要交乘项的回归系数为 -0.1785 且在 1% 水平显著,表明:与低污染企业相比,高污染企业在绿色信贷政策实施以后二氧化硫排放强度将下降 17.85%。因此,绿色信贷政策的实施有利于倒逼高污染企业减排,从而实现绿色转型。

表 3 绿色信贷政策与企业污染排放

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln SO_2$	$\ln SO_2$	$\ln SO_2$	$\ln SO_2$
$Post \times Treat$	-0.178 2 *** (0.047 5)	-0.183 0 *** (0.048 0)	-0.164 7 *** (0.045 2)	-0.178 5 *** (0.049 6)
$\ln TA$	—	-0.065 4 *** (0.013 5)	-0.053 5 *** (0.012 1)	-0.053 4 *** (0.012 0)
LEV	—	0.008 6 (0.027 2)	0.007 5 (0.027 3)	0.007 8 (0.027 3)
$\ln AGE$	—	0.015 2 (0.013 9)	0.018 8 (0.012 6)	0.019 1 (0.012 5)
PRO	—	-0.144 9 *** (0.041 0)	-0.119 2 *** (0.036 9)	-0.118 6 *** (0.036 8)
FAR	—	0.031 7 (0.025 0)	0.049 1 ** (0.020 3)	0.049 4 ** (0.020 4)
FDI	—	-0.090 6 ** (0.044 0)	-0.082 6 * (0.042 0)	-0.082 8 * (0.042 1)
$Constant$	1.035 3 *** (0.021 2)	1.763 5 *** (0.155 9)	1.606 6 *** (0.135 7)	1.610 4 *** (0.134 1)
$Firm FE$	是	是	是	是
$Year FE$	是	是	否	否
$Industry FE$	否	否	否	是
$Prov \times Year$	否	否	是	是
N	418 862	358 419	358 419	358 419
R^2	0.791 7	0.800 8	0.802 7	0.802 8

注:***、**、*代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。

(二) 平行趋势检验

双重差分模型的一个重要前提条件是满足平行趋势假定。本文使用事件分析法对处理组和对照组的平行趋势进行检验^[25]：

$$\ln SO_{2ft} = \beta_0 + \beta_1' \times \sum_{p=-2}^3 Post_t^p \times Treat_f + \beta_f' X_{ft} + \gamma_f + \sigma_i + \mu_{pt} + \varepsilon_{ft} \quad (2)$$

式(2)中, $Post_t^p$ 表示时间虚拟变量, 当年份为 $2007 + p$ 时, 取值为 1, 否则为 0。

图 3 报告了平行趋势检验结果。为使图形简化, 本文将差分交互项命名为 double。可以看出, 在控制所有控制变量和固定效应后, 高、低污染企业的污染排放强度在 2007 年前并无显著差异, 但在政策实施以后, 高污染企业的污染排放强度相比于低污染企业显著下降, 且下降幅度不断增加, 平行趋势假设成立。

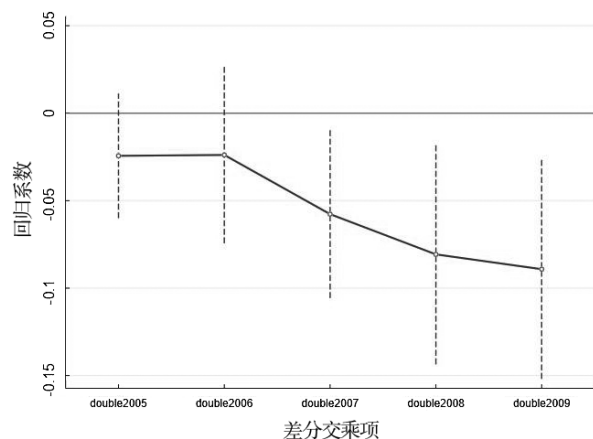


图 3 绿色信贷政策与企业污染排放的平行趋势检验

(三) 内生性分析

1. 倾向得分匹配

处理组和对照组不同的初始条件可能会使回归结果产生偏差, 本文使用倾向得分匹配 (PSM) 策略来缓解这种担忧^[26-27]。首先, 以企业规模、杠杆率、年龄、利润率、固定资产占比、外资持有情况等作为匹配变量, 通过近邻匹配法为处理组匹配合适的控制组。其次, 基于 PSM 后的样本, 进行 DID 回归, 结果见表 4 第(1)列~第(2)列。考虑样本选择偏差问题后, 基准回归结论依然显著成立。

表 4 PSM-DID 回归和安慰剂检验

变量	(1) $\ln SO_2$	(2) $\ln SO_2$	(3) $\ln SO_2$	(4) $\ln SO_2$
$Post \times Treat$	-0.164 7*** (0.045 2)	-0.178 5*** (0.049 6)	—	—
$Post2005 \times Treat$	—	—	-0.086 9 (0.061 4)	—
$Post2004 \times Treat$	—	—	—	-0.063 4 (0.063 7)
Constant	1.606 4*** (0.135 6)	1.610 2*** (0.134 0)	2.031 2*** (0.181 2)	2.021 4*** (0.179 4)
控制变量	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是
Industry FE	否	是	是	是
Prov × Year	是	是	是	是
N	358 415	358 415	300 255	300 255
R ²	0.802 7	0.802 8	0.812 9	0.812 8

注: ***, **, * 代表 $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.10$ 有统计学意义。

2. 安慰剂检验

首先, 将绿色信贷政策发布的实际时间提前^[28], 分别以 2005 年或 2004 年作为虚假的政策发布年, 生成新的政策虚拟变量 $Post2005$ 和 $Post2004$ 。考虑到应保留足够的政策发生前样本, 样本区间重新设定为 2002—2010。表 4 的第(3)列~第(4)列报告了相关结果, 发现虚拟政策对高污染企业减排的作用并不存在。

其次, 为了进一步论证基础回归结果不是随机的, 本文采用 Bootstrap 随机抽样的方法进行安慰剂检验^[29]。第一, 与总样本中处理组企业数量一致, 在总样本中随机抽取 106 086 个企业作为处理组, 生成虚假的处理组和对照组变量 $False_Treat$ 。第二, 按照公式(1)进行 DID 回归。第三, 将上述回归过程重复 500 次, 并根据 $Post \times False_Treat$ 的回归系数绘图, 见图 4。该回归系数呈正态分布, 均值接近于 0, 表明本文的基准回归结果并不是偶然因素导致的。

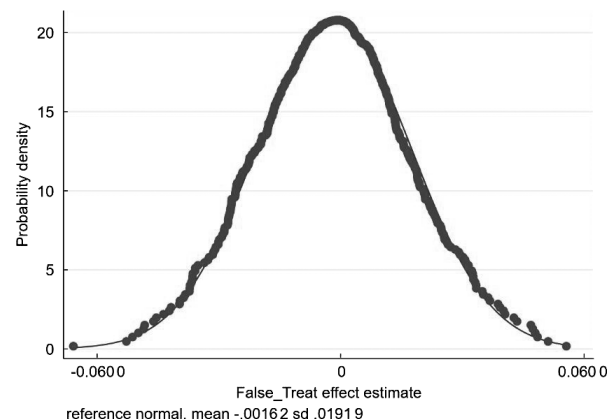


图 4 绿色信贷政策与企业污染排放的 Bootstrap 检验图

注: 横坐标为 $Post \times False_Treat$ 的回归系数大小, 纵坐标为概率密度。

(四)其他稳健性检验

1. 更换样本选择区间

样本区间的选择会影响回归结果,从而导致回归结果出现偏误。为了验证基准回归结果的可信性,本文将样本区间分别设定为 2003—2012 年、2004—2013 年和 2005—2011 年,发现样本区间的选择并不会影响基准结论的稳健性。

2. 更换主要解释变量和被解释变量

一方面,更换主要解释变量。首先,更换政策时间变量 $Post^{[30]}$ 。当时间大于或者等于 2007,赋值为 1,否则为 0,重新生成 $Post2$ 。如表 5 的第(1)列所示,基准结论依旧成立。其次,更换分组变量 $Treat$ 。根据《第一次全国污染源普查方案》,将除皮革、皮毛、羽绒及其制品业之外的其余 10 个重

污染行业企业界定为高污染企业^②,重新生成变量 $Treat2$ 。表 5 的第(2)列报告了相关结果,结论依旧稳健。最后,同时替换为 $Post2$ 和 $Treat2$,结果见表 5 的第(3)列。可以发现,解释变量的测度偏差并不会影响本文结论。

另一方面,更换被解释变量。首先,分别对化学需氧量排放强度和工业粉尘排放量强度取对数,生成变量 $\ln COD$ 和 $\ln SMOKE$ 。如表 5 的第(4)列~第(5)列所示, $Post \times Treat$ 的回归系数依旧显著为负。其次,根据 2003 年《排污费征收标准管理办法》^③,将各种污染物换算成其污染当量数并进行加总^[31],再除以工业总产值并取对数,得到企业的综合污染排放水平 $\ln Dpollute$,结果见表 5 的第(6)列,基准回归结果依旧成立。

表 5 稳健性检验:更换主要解释变量和被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln SO_2$	$\ln SO_2$	$\ln SO_2$	$\ln COD$	$\ln SMOKE$	$\ln Dpollute$
$Post2 \times Treat$	-0.148 3 *** (0.037 5)	—	—	—	—	—
$Post \times Treat2$	—	-0.161 8 *** (0.050 9)	—	—	—	—
$Post2 \times Treat2$	—	—	-0.129 7 *** (0.037 0)	—	—	—
$Post \times Treat$	—	—	—	-0.173 1 *** (0.055 8)	-0.277 8 *** (0.044 5)	-0.194 2 *** (0.057 3)
Constant	1.589 3 *** (0.137 2)	1.586 2 *** (0.136 0)	1.569 2 *** (0.138 4)	0.935 7 *** (0.129 7)	0.274 8 * (0.152 0)	2.685 7 *** (0.079 1)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是	是
Industry FE	是	是	是	是	是	是
Prov $\times$ Year	是	是	是	是	是	是
N	358 419	358 419	358 419	358 419	358 419	352 270
R ²	0.802 8	0.802 8	0.802 8	0.678 4	0.785 1	0.839 9

注:***、**、*代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。

3. 更换标准误差聚类水平

不同的聚类水平虽然不会影响回归系数的大小,但会影响其显著性水平。为了验证聚类水平选择并不会影响基准回归结果,本文分别将聚类水平调整到行业、城市、企业、行业 $\times$ 省份、行业 $\times$ 城市等层面,基准回归结论依旧成立。

4. 排除同时期其他政策的干扰

第一,排除区域性环境规制政策对基准回归结果的干扰。首先,为了排除“十一五”政策的影响,本文剔除了 2006 年的回归样本,结果见表 6 第(1)列,基准结论依旧稳健。此外,很多环境规制政策会将减排任务层层分解落实到地方,本文进

②《第一次全国污染源普查方案》将 39 个工业行业划分为 11 个重污染行业和 28 个一般污染行业。其中,除了皮革、皮毛、羽绒及其制品业之外的其他 10 个重污染行业与国家环境保护总局发布的《国家酸雨和二氧化硫污染防治“十一五”规划》中的 SO_2 排放重点监测行业基本吻合。

③某一污染物的污染当量数等于该污染物的排放量(kg)除以该污染物的当量值(kg)。具体来说,氨氮、二氧化硫、氮氧、化学需氧量、烟粉尘对应的当量值分别为 0.8 kg、0.95 kg、0.95 kg、1 kg 和 4 kg。

一步控制城市 $\times$ 时间固定效应。如表 6 的第(2)列所示,结论仍成立。

第二,排除生态示范区政策的影响。自 2011 年开始,生态示范区建设进入普遍推广阶段,可能会导致本文结论高估。表 6 的第(3)列报告了剔除生态示范区样本的结果,基准结论依旧成立。

第三,排除直辖市对基准回归结果的干扰。直辖市作为一类特殊的中国行政区划,其经济发展水平和中央管制强度与一般地区存在巨大差异^[32]。表 6 的第(4)列报告了剔除直辖市样本的结果,结论依旧稳健。

第四,排除金融危机的干扰影响。金融危机导致的经济下滑会影响企业的正常生产过程与污染排放。本文在回归中剔除了 2008 年的样本,结果见表 6 的第(5)列,与基准结论一致。

表 6 稳健性检验:排除同时期其他政策的干扰

变量	(1) lnSO ₂	(2) lnSO ₂	(3) lnSO ₂	(4) lnSO ₂	(5) lnSO ₂
<i>Post</i> $\times$ <i>Treat</i>	-0.189 8 *** (0.056 1)	-0.177 5 *** (0.042 4)	-0.177 9 *** (0.049 6)	-0.182 5 *** (0.049 8)	-0.204 1 *** (0.054 6)
<i>Constant</i>	1.597 5 *** (0.124 3)	1.673 0 *** (0.117 3)	1.632 5 *** (0.145 3)	1.603 8 *** (0.133 2)	1.565 6 *** (0.152 8)
控制变量	是	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是	是
<i>Prov</i> $\times$ <i>Year FE</i>	是	否	是	是	是
<i>City</i> $\times$ <i>Year FE</i>	否	是	否	否	否
<i>N</i>	316 194	358 399	347 110	354 513	306 811
<i>R</i> ²	0.808 5	0.809 2	0.803 1	0.802 7	0.807 2

注:***、**、* 代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。

四、异质性分析

(一)政府环境监管力度

绿色信贷政策对企业污染排放的作用可能会受到企业所在地区的政府环境监管力度的异质性影响。当企业位于政府环境监管力度较强的地区时,其进行绿色治理的压力更大^[33],更可能为了获得绿色信贷而通过购买先进设备或者创新减少污染排放。基于此,本文使用各省的环境行政处罚案件数来衡量地方政府的环境监管力度^[34],数据来自于中国环境统计年鉴。如表 7 的第(1)列~第(2)列所示,在政府环境监管力度高地区的子样本中,*Post* $\times$ *Treat* 的回归系数显著为负,且绝对值大于基准回归,说明加强政府环境监管力度有利于强化绿色信贷政策对高污染企业污染排放的倒逼效应。

(二)行业竞争程度

行业竞争程度可能会影响绿色信贷政策对企业污染排放的作用。当企业所处行业竞争程度越高时,其为了获得竞争优势,更可能会忽视生产所带来的环境负外部性,而片面追求经济效益;而当企业所处行业竞争程度较低时,其面临的外部竞争压力较小,更可能在创造经济效益的同时兼顾环境效益。本文测度了各个行业的赫芬达指数(HHI),用其来衡量行业集中度,并按照中位数进行分组。如表 7 的第(3)列~第(4)列所示,绿色信贷政策实施对高污染企业的减排效应对于竞争程度较低的行业更为显著。这可能是因为竞争程度低行业的企业面临较小的生存压力,从而会更加注重环境效益。

表 7 异质性分析

变量	(1) 政府环境监管力度低 lnSO ₂	(2) 政府环境监管力度高 lnSO ₂	(3) 低行业竞争程度 lnSO ₂	(4) 高行业竞争程度 lnSO ₂	(5) 市场化程度低 lnSO ₂	(6) 市场化程度高 lnSO ₂
<i>Post</i> $\times$ <i>Treat</i>	-0.121 6 (0.082 5)	-0.203 3 *** (0.057 7)	-0.152 5 *** (0.046 0)	-0.114 8 (0.073 0)	-0.117 2 (0.079 5)	-0.169 8 ** (0.063 3)
<i>Constant</i>	1.745 5 *** (0.245 0)	1.484 8 *** (0.157 1)	1.920 5 *** (0.183 0)	1.551 6 *** (0.172 4)	2.542 5 *** (0.186 7)	1.346 9 *** (0.149 3)
控制变量	是	是	是	是	是	是
<i>Firm FE</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Industry FE</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Prov</i> $\times$ <i>Year FE</i>	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	80 409	25 7262	168 375	149 447	80 974	272 131
<i>R</i> ²	0.822 6	0.803 3	0.839 8	0.820 5	0.811 9	0.802 0

注:***、**、* 代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。

(三)地区市场化程度

考虑到绿色信贷政策对于市场化水平较高地区企业的实际效用更加明显,因而本文基于地区市场化程度进行异质性分析。本文使用樊纲的市场化指数来衡量各省份的市场化程度^[35],并根据样本期间各省市场化指数的中位数进行分组。表 7 的第(5)列~第(6)列报告了相关结果,可以发现绿色信贷政策实施对高污染企业的减排效应对于市场化水平较高地区的企业更加显著。这可能是由于对于位于市场化程度较低的企业而言,企业主要通过其他非市场化手段融资,绿色信贷政策的实施对于其约束力有限,此类企业以获取绿色信贷为目标的减排激励不足。

五、作用机制分析

(一)非正常经营风险上升机制

从生产端来看,绿色信贷政策的实施会提升企业非正常经营或者停业的风险,从而导致企业减少污染排放。中国企业污染数据库中报告了企业的 3 类营业状况:营业(占 98.15%)、停业(0.81%)、其他(包括筹建、撤销等,占 1.04%)。基于此,本文生成两个虚拟变量 $Dfzcyj$ 和 $Dtiye$ 。前者用来衡量企业非正常经营风险,当企业营业状态为“停业”或者“其他”时,取值为 1,否则为 0。后者用来衡量企业停业经营风险,当企业营业状态等于“停业”时,取值为 1,否则为 0。表 8 的第(1)列~第(2)列分别报告了绿色信贷政策影响企业非正常经营风险、企业停业风险的回归结果,可以看出,绿色信贷政策实施后显著提升了高污染企业的非正常经营风险和停业风险,从源头上减少了生产端的污染排放。

表 8 生产端的减排机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Dfzcyj$	$Dtiye$	$\ln Coal$	$\ln Gas$	$\ln Water$
$Post \times Treat$	0.006 8 *** (0.002 2)	0.006 6 *** (0.002 1)	-0.348 8 *** (0.049 1)	-0.395 1 *** (0.053 9)	-0.042 8 (0.039 6)
Constant	0.089 1 *** (0.011 3)	0.019 0 (0.021 0)	-0.040 5 (0.118 3)	0.082 1 (0.123 7)	1.764 2 *** (0.143 4)
控制变量	是	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是	是
Industry FE	是	是	是	是	是
Prov × Year	是	是	是	是	是
N	358 419	358 419	358 419	358 419	358 419
R ²	0.728 3	0.536 8	0.705 9	0.679 5	0.800 0

注:***、**、*代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。

(二)能源使用结构优化机制

从生产端来看,企业还可以通过优化能源使用结构来实现清洁生产。为了验证上述机制成立,本文对煤炭使用强度取对数、生成变量 $\ln Coal$,结果见如表 8 的第(3)列。可以发现,绿色信贷政策实施后高污染企业将减少煤炭使用。

本文进一步通过与煤炭使用相关的其他污染排放来验证煤炭使用强度降低这条机制的合理性。如果煤炭使用强度下降是绿色信贷政策影响企业二氧化硫排放的作用机制,与煤炭使用相关的废气排放应该也会下降,而与煤炭使用无关的废水排放受到的影响较小。基于这个逻辑,本文进一步考虑废气排放强度的对数($\ln Gas$)和废水排放强度的对数($\ln Water$)。如表 8 的第(4)列~第(5)列所示,可以看出绿色信贷政策实施后高污染企业的废气排放强度显著下降,而对废水排放并不存在显著影响。因此,降低煤炭使用强度、优化能源使用结构是绿色信贷政策影响企业污染排放的一条重要机制。

(三)污染处理设备数量和效率提升机制

从处理端来看,绿色信贷政策的实施会倒逼企业购买污染处理效率更高的设备,从而有利于减轻企业的污染排放。中国企业污染数据库中报告了脱硫设备数和脱硫设备脱硫能力(单位:千克/时)的相关变量,基于此,本文构建了两个新的被解释变量 $\ln Number$ 和 $\ln Device$,分别定义为脱硫设备数和脱硫设备脱硫能力的对数。如表 9 的第(1)列~第(2)列所示,绿色信贷政策的实施,显著提升了高污染企业的污染处理设备数量和污染处理设备效率。

表 9 处理端的减排机制和长期绿色技术进步

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Number$	$\ln Device$	$\ln(1 + NPT)$	GTR
$Post \times Treat$	0.067 4 ** (0.026 8)	0.348 0 *** (0.105 0)	-0.142 2 *** (0.018 6)	0.004 6 *** (0.001 0)
Constant	0.004 6 (0.074 6)	-0.224 8 (0.265 7)	-0.288 6 *** (0.084 8)	-0.027 6 *** (0.004 4)
控制变量	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是
Industry FE	是	是	是	是
Prov × Year	是	是	是	是
N	107 539	106 232	435 475	435 475
R ²	0.835 7	0.790 9	0.617 1	0.419 6

注:***、**、*代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义。

(四)绿色技术进步机制

在长期内,绿色信贷政策可能会倒逼企业使用更加先进的绿色技术,进一步从生产端和处理端提高绿色生产效率。首先,本文用 NPT 表示企业非绿色创新,其等于 $t+1$ 期总专利申请量减去 $t+1$ 期绿色专利申请量,再加 1 并取对数。专利申请数据来自国家知识产权局,并根据专利 IPC 分类号识别绿色专利^[36]。表 9 的第(3)列报告了相关结果,可以发现绿色信贷政策会挤出企业的非绿色创新。其次,本文用 GTR 来衡量企业绿色创新,其等于 $t+1$ 期绿色专利申请量占 $t+1$ 期总专利申请量的比重。如表 9 的第(4)列所示,绿色信贷政策的实施会激励企业进行更多绿色创新,提升绿色技术水平,从而降低污染排放。

六、研究结论与政策启示

(一)结论

第一,绿色信贷政策的实施会显著减少高污染企业的污染排放,有利于高污染企业的绿色转型。

第二,绿色信贷政策对企业污染排放的抑制作用对于政府环境监管力度高地区的企业、行业竞争程度低的企业和市场化水平高地区的企业更加显著。

第三,本文进一步从生产端和处理端分析绿色信贷政策影响企业污染排放的作用机制。从生产端来看,绿色信贷政策的实施会提升企业的非正常经营风险,引导企业减少煤炭等能源的使用,减少污染排放。从处理端来看,绿色信贷政策的实施可以激励企业购买更多、效率更高的污染处理设备,提高污染处理能力。此外,考虑新技术引进,绿色信贷政策可能会倒逼企业减少非绿色创新、进行更多绿色创新,从而降低污染排放。

(二)政策启示

首先,有序推进绿色信贷体系建设,强化绿色信贷在引导高污染企业绿色转型中的作用。中央银行应该进一步推进绿色信贷体系建设,金融机构应积极响应政策号召、大力发展绿色信贷,提高

污染排放成本,从而倒逼企业降低污染排放。

其次,在绿色信贷政策推进过程中,处理好激励与约束的关系。银行业金融机构应该根据实际需要,协调使用激励与约束双重手段,引导企业开展绿色转型。

再次,在绿色信贷政策实施的过程中,同时强化政府环境监管力度。政府应该与银行业金融机构建立良好的沟通机制,共同引导高污染企业加强绿色治理。

最后,生产端和处理端两手抓,提升绿色治理水平。高污染企业应借助于绿色信贷政策积极整改,生产端和处理端并重,并通过绿色创新不断提升自身绿色技术水平,强化绿色治理能力建设。

参考文献:

- [1] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013(1): 56-71.
- [2] 陈素梅, 何凌云. 环境、健康与经济增长: 最优能源税收入分配研究[J]. 经济研究, 2017(4): 120-134.
- [3] 余泳泽, 孙鹏博, 宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级? [J]. 经济研究, 2020(8): 57-72.
- [4] XING Y, KOLSTAD C D. Do lax environmental regulations attract foreign investment [J]. Environmental and resource economics, 2002, 21(1): 1-22.
- [5] 徐保昌, 谢建国, 孙一菡. 中国制造业企业出口的污染减排效应研究[J]. 世界经济与政治论坛, 2016(2): 141-158.
- [6] COLE M. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental kuznets curve: examining the linkages [J]. Ecological economics, 2004, 48(1): 71-81.
- [7] 苏丹妮, 盛斌. 服务业外资开放如何影响企业环境绩效: 来自中国的经验[J]. 中国工业经济, 2021(6): 61-79.
- [8] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗: 来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, 2021(2): 136-154.
- [9] NADEAU L W. EPA effectiveness at reducing the duration of plant-level noncompliance [J]. Journal of environmental economics and management, 1997, 34(1): 54-78.
- [10] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, HEMOUS D. The environment and directed technical change [J]. American economic review, 2012, 102(1): 131-166.
- [11] 景维民, 张璐, 黎文靖. 环境管制, 对外开放与中国

- 工业的绿色技术进步[J]. 经济研究, 2014, 49(9): 34-47.
- [12] 包群, 邵敏, 杨大利. 环境管制抑制了污染排放吗[J]. 经济研究, 2013(12): 42-54.
- [13] GRAHAM A, MAHER J J. Environmental liabilities, bond ratings, and bond yields[J]. *Endocrinology*, 2006, 3(4): 111-142.
- [14] DONG Q, WEN S, LIU X. Credit allocation, pollution, and sustainable growth: theory and evidence from China[J]. *Emerging markets finance and trade*, 2020, 56(12): 2793-2811.
- [15] AIZAWA M, YANG C. Green credit, green stimulus, green revolution? China's mobilization of banks for environmental cleanup[J]. *Journal of environment and development*, 2010, 19(2): 119-144.
- [16] 刘婧宇, 夏炎, 林师模, 等. 基于金融 CGE 模型的中国绿色信贷政策短中长期影响分析[J]. 中国管理科学, 2015(4): 46-52.
- [17] 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.
- [18] SUN J, WANG F, YIN H, et al. Money talks: the environmental impact of China's green credit policy[J]. *Journal of policy analysis and management*, 2019, 38(3): 653-680.
- [19] 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.
- [20] 韩超, 陈震, 王震. 节能目标约束下企业污染减排效应的机制研究[J]. 中国工业经济, 2020(10): 43-61.
- [21] SHI X, XU Z. Environmental regulation and firm exports: evidence from the eleventh five-year plan in China[J]. *Journal of environmental economics and management*, 2018, 89: 187-200.
- [22] 郭俊杰, 方颖, 杨阳. 排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J]. 世界经济, 2019(1): 121-144.
- [23] 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.
- [24] 孙学敏, 王杰. 环境规制对中国企业规模分布的影响[J]. 中国工业经济, 2014(12): 44-56.
- [25] BERTRAND M, MULLAINATHAN S. Enjoying the quiet life? corporate governance and managerial preferences[J]. *Journal of political economics*, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [26] HECKMAN J J, TODD I P. Matching as an econometric evaluation estimator[J]. *Review of economic studies*, 1998, 65(2): 261-294.
- [27] HUANG X, LIU W, ZHANG Z, et al. Intensive judicial oversight and corporate green innovations: evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *China economic review*, 2022, 74: 101799.
- [28] 陈胜蓝, 马慧. 贷款可获得性与公司商业信用: 中国利率市场化改革的准自然实验证据[J]. 管理世界, 2018, 34(11): 108-120.
- [29] BRADLEY D, KIM I, TIAN X. Do unions affect innovation? [J]. *Management science*, 2017, 63(7): 2251-2271.
- [30] 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.
- [31] 郭树龙. 中间品进口与企业污染排放效应研究[J]. 世界经济研究, 2019(9): 67-77.
- [32] 欧阳艳艳, 黄新飞, 钟林明. 企业对外直接投资对母国环境污染的影响: 本地效应与空间溢出[J]. 中国工业经济, 2020(2): 98-116.
- [33] 罗知, 齐博成. 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[J]. 经济研究, 2021(2): 174-189.
- [34] 张宇, 蒋殿春. FDI、环境监管与能源消耗: 基于能耗强度分解的经验检验[J]. 世界经济, 2013(3): 103-123.
- [35] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 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[J]. 中国工业经济, 2019(2): 174-192.
- [36] AMORE M D, BENNEDSEN M. Corporate governance and green innovation[J]. *Journal of environment economics and management*, 2016(75): 54-72.

(本文责编: 默 黎)