

绿色信贷政策对重污染企业 绿色创新的影响效应研究

周衍平,王倩,陈会英

(山东科技大学 经济管理学院,山东青岛 266590)

摘要:在碳达峰与碳中和的时代背景下,推动绿色信贷等绿色金融政策规范化落实,是加快企业绿色创新发展、推动经济社会绿色转型的有效改革举措。利用 2008—2018 年中国 A 股上市公司数据,构建绿色信贷政策实施与重污染企业绿色创新关系的准自然模型,探讨绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的影响及作用机理。实证结果表明,实施绿色信贷政策能够“倒逼”重污染企业进行绿色创新。机制检验显示,绿色信贷政策可以通过加大重污染企业融资约束这一途径“倒逼”重污染企业进行绿色创新;政府补助负向调节绿色信贷政策的绿色创新驱动机制,过多的政府补贴会抑制重污染企业的绿色创新意愿。异质性分析表明,在国有企业、重污染行业依存度低的地区样本中,绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的促进作用更为显著。研究对进一步完善绿色金融体系,促进低碳经济发展具有一定的理论价值和实践意义。

关键词:绿色信贷;重污染企业;绿色创新;融资约束

中图分类号:F275.5

文献标识码:A

文章编号:1008-7699(2023)06-0066-12

一、引言

改革开放以来,我国经济发展虽保持高速增长,但以高投入高消耗为特征的粗放式发展模式尚未得到彻底改变,与“绿水青山就是金山银山”的社会主义生态文明理念背道而驰,环境污染、资源过度消耗等问题日益突出,影响经济高质量和可持续发展。要从根本上改善生态环境,不仅要對高耗能行业的产业结构、能源结构采取强有力的治理措施,还须采用金融手段实现资源的合理调配。20 世纪 90 年代以来,我国开始探索使用金融信贷工具促进环境保护,先后出台一系列环保金融政策,通过信贷约束遏制高耗能高污染产业的盲目扩张,实现转型升级。2012 年原银监会颁布的《绿色信贷指引》是我国绿色金融发展的重要指导性文件,明确要求银行等金融机构依据企业的绿色属性实行差别化的信贷政策,限制对高污染高耗能企业的信贷资金供给,倒逼其落实环保要求。此后,《关于构建绿色金融体系的指导意见》《建设绿色金融改革创新试验区总体方案》《绿色债券支持项目目录(2021 年版)》等政策性文件陆续出台,绿色金融在促进生态文明建设、推动经济可持续发展等方面的积极作用不断凸显。

绿色创新是在减耗、环保等领域的技术和产品创新,^[1]2021 年 2 月,国务院发布《关于建立健全绿色循环低碳发展经济体系的意见》,要求加快构建市场导向的绿色技术创新体系,以绿色技术创新成果带动产业结构转型升级。企业绿色创新具有资金需求量大、研发周期长、风险大等特点,传统金融市场关注投资项目盈利性,难以满足绿色创新庞大的资金缺口,而绿色信贷政策关注信贷主体的环保责任,以差异化

收稿日期:2022-07-14

基金项目:山东省自然科学基金项目(ZR2021MG018);山东科技大学研究生课程思政示范建设项目(YJSKCSZ2021022);山东科技大学研究生教育创新计划项目(KDYC13015)

作者简介:周衍平(1964—),男,山东莒县人,山东科技大学经济管理学院教授,博士生导师;陈会英(1965—),女,山东潍坊人,山东科技大学经济管理学院教授,博士生导师,本文通讯作者。

利率引导资金从高污染行业退出并流向绿色产业,强化绿色项目和绿色企业的信贷支持,同时加大污染行业的信贷约束。基于波特假说,严格环境规制带来的成本增加会“倒逼”企业进行绿色技术创新,^[2]在绿色信贷政策以及各项环保政策执行日趋严格的背景下,重污染企业是否会选择加大绿色创新研发投入,从根本上提升绿色发展能力,改变原有高耗能高污染的发展方式?这背后的机制又如何?为回答以上问题,本文从微观企业层面出发,考察绿色信贷政策实施下重污染企业的绿色创新行为,从融资约束的中介效应、政府补贴调节效应的双重视角,揭示绿色信贷与绿色创新的内在逻辑,并进一步检验企业所有权属性、企业所在地重污染行业依存度对绿色信贷政策实施效果的异质性影响。为完善全国性的绿色金融制度体系,更好地促进企业绿色创新提供参考与借鉴。

二、文献综述

近年来,绿色金融发展迅速,并逐渐衍生出与环境金融、气候金融、碳金融等多元交叉的金融工具和金融政策,越来越多的国家已经开始在实践中运用绿色金融工具应对全球气候变化带来的挑战。绿色信贷作为绿色金融体系的重要组成部分,本质上是基于绿色导向的信贷配给政策。围绕绿色信贷政策实施效果,学者们进行了不同层面的研究。从银行等政策实施主体视角来看,商业银行充分考虑企业“绿色”特性并针对性地投放绿色信贷,有利于银行成本效率和经营绩效的提升,抑制流动性风险,提升银行综合竞争力^[3];基于微观企业层面,绿色信贷政策对重污染企业的长期债务融资规模和债务期限具有显著的负向影响,可以限制重污染企业规模的过度扩张,抑制非效率投资^[4,5];绿色信贷政策实施引致的策略性政策套利行为也会显著抑制重污染企业生产率的提升^[6]。从宏观层面来看,绿色信贷规制有利于工业节能减排增长,对绿色经济增长具有显著的正向促进作用,与经济高质量发展之间的协调程度呈上升趋势^[7]。

在创新促进高质量发展与供给侧结构性改革这一宏观背景下,国内外专家学者们逐渐认识到绿色金融与绿色技术创新是两个相互联系、紧密结合的系统,应协调发展共同促进经济环境调整。多数学者认可绿色金融对企业绿色创新具有积极影响。一方面,发展绿色金融可以缓解企业的绿色资金短缺,提高企业绿色创新意识和环境风险管控意识,进而增强企业的绿色创新能力^[8];另一方面,绿色信贷政策通过缩减重污染企业的信贷规模,调整重污染行业结构,“倒逼”高耗能高污染企业进行绿色创新^[9]。而在国家层面,应加强与金融机构之间的战略合作,释放绿色金融在经济转型过程中的巨大潜力,保障绿色创新融资,^[10]提高企业绿色创新的数量和质量。持反对意见的学者认为,企业绿色创新行为表现出对环保政策和社会监督的迎合,绿色信贷政策在一定程度上发挥了正向的资源配置作用,但受到研发成本等约束未能有效发挥对企业绿色技术创新的激励作用^[11];绿色信贷政策引致的信贷约束效应与信息传递效应更是减少了重污染企业可获得的信贷资源与商业信用,导致技术创新水平下降^[12]。也有学者认为,绿色信贷等环境规制政策对绿色创新的影响并非是简单的线性特征,而是呈现出先抑制、后促进、再抑制的特点^[13]。

通过梳理已有文献可以发现,尽管目前关于绿色信贷政策的研究逐渐增多,但是现有研究在探讨绿色信贷政策对微观企业影响时,多集中于企业的投融资等领域,对于绿色信贷政策与绿色创新关系的研究还处于探索阶段,特别是缺少针对“双碳”目标下亟需调整的重污染领域企业绿色创新行为的研究。鉴于此,本文基于企业微观视角,运用双重差分方法研究绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的影响及作用机制。本文的边际贡献在于:第一,不同于以往关注绿色信贷对企业投融资层面的影响,从重污染企业绿色技术创新的角度研究绿色信贷政策的微观效应,拓宽了环境经济政策领域的研究视角;第二,从融资约束的中介效应及政府补贴调节效应的双重视角,探究绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的影响机制,为研究二者关系提供新的支撑;第三,从微观因素(企业性质)及中观因素(所属区域的重污染行业依存度),来分析绿色信贷政策对于重污染企业绿色创新作用的异质性,为“双碳”目标下绿色信贷政策的精

准化落实、完善我国绿色金融体系提供借鉴与参考。

三、研究假设

(一)绿色信贷政策与重污染企业绿色创新

绿色信贷政策依据贷款企业、贷款项目的绿色属性来配置信贷资源,通过“融资—投资”链条对重污染企业的研发活动产生正反两方面的影响,^[14]具体表现为“成本效应”和“创新补偿机制”。基于“成本效应”,大多数重污染企业产品销售收入的回款周期长,银行贷款是其维持生产经营的重要资金来源,绿色信贷政策短期内会缩减对重污染企业的信贷投放,提高重污染企业的生产成本和污染治理成本,对研发投资活动等产生挤出效应^[15];根据波特效应假说,重污染企业通常可以采取末端治理和绿色创新两种手段来满足环保要求,长期来看末端治理需要承担高昂、持续的环境规制成本,并不能从根本上改变重污染企业的生存困境^[16]。绿色信贷等环境规制政策的趋严化执行带来的高融资成本和生存压力,会“倒逼”重污染企业转变发展策略由被动治理转向主动环保防治,加大绿色创新投入,产生“创新补偿效应”^[17]。作为一项环境经济政策,绿色信贷政策的实施具有显著的政策导向性,能提高社会公众、机构投资者对绿色项目和绿色投资的关注度,强化企业绿色信息披露,大大削减重污染企业隐藏污染信息、规避环境监管的机会主义行为。重污染企业唯有意识到自身高污染高耗能的业务模式与绿色发展目标相违背带来的巨大弊端,转变发展理念,优化创新战略,加大绿色创新研发投入,才能从根本上走出当下的发展困境,获得未来发展机会。

进一步来说,金融监管有助于企业谨慎投资,提高财务经营的稳定性^[18]。从银行角度来看,绿色信贷政策资金往往流向资金需求量大、回报周期长的高风险绿色项目,受到企业绿色信息披露制度不健全的限制,绿色信贷政策会增加银行对信贷风险的管控难度,提高银行的业务经营成本。绿色信贷作为一项金融管制政策,商业银行在执行时会对企业的排污状况、生产经营、环境风险等方面进行综合评估,降低商业银行面临的风险。这就对企业环境信息公开提出了更高的要求,促使企业管理者将外部环境风险因素充分纳入企业决策中,有效抑制重污染企业的非效率投资尤其是减少过度投资行为,以提升财务稳定性,有利于其绿色创新活动的开展。因此,本文提出如下假设。

H1:实施绿色信贷政策能“倒逼”重污染企业进行绿色创新。

H2:绿色信贷政策加大重污染企业的融资约束,“倒逼”重污染企业进行绿色创新。

(二)政府补贴的调节作用分析

政府补贴对企业绿色技术创新的支持作用主要体现在两个方面:一是,政府补贴可以直接弥补企业研发投入的不足^[19];二是,企业获得政府补贴可以释放积极信号,为企业创新争取到更多的外部融资^[20]。绿色创新具有投入高、风险大的特点,重污染企业受到自身创新基础差且难以获得绿色信贷资金支持的制约,其绿色创新活动面临较大的技术难度和资金缺口,预期绿色创新效率低。因此,重污染企业为缓解绿色信贷政策带来的环保、资金压力,倾向于将获得的政府补助资金用于维持原有的生产经营模式,真正投入研发实现转型发展的意愿较低。此时,过多的政府补贴反而会对企业绿色创新产生挤出效应。^[21]政府补贴的导向作用会影响市场的筛选能力,弱化重污染企业的生存压力,降低企业通过绿色技术创新来实现绿色转型发展的紧迫感。基于上述分析,本文提出如下假设。

H3:政府补贴的增加会抑制绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的“倒逼”作用。

(三)异质性分析

相对于非国有企业,国有企业对国家相关政策的执行更加积极,绿色信贷政策释放出的绿色发展信号对国有重污染企业的绿色创新激励效果更为明显。国有企业更容易获得银行的贷款支持,但受到自身政治背景的限制,融资途径相对受限,资金来源更依赖银行贷款,^[22]因此,绿色信贷对国有重污染企业的惩罚效应更强。不仅如此,国有企业享有更多政策补贴和资源优惠保障其创新活动的开展,国有重污染

企业有责任也更有能力通过绿色技术创新实现转型发展,以配合国家环保目标的实现^[23]。据此本文提出如下假设。

H4:相对于非国有企业,绿色信贷政策对国有重污染企业绿色创新的“倒逼”效应更加显著。

地方政府行为对当地企业绿色技术创新活动具有重要影响,^[24]在重污染产业依赖度高的地区,出于民生考虑,当地政府会在一定程度上放宽绿色信贷标准,为当地重污染产业发展争取一定的发展空间。此外,重污染企业依存度高的区域多为我国中西部省份和东北地区,受地理区位以及经济因素的影响,人才吸引力较弱、技术聚集度较低、区域的总体创新能力不高,通过绿色技术创新满足绿色信贷环保要求的主动性低^[25]。而重污染产业依赖度低的地区,产业结构相对合理,当地政府与商业银行执行绿色信贷政策时的阻力小,政策执行效果好。据此,本文提出如下假设。

H5:相较于重污染产业依赖度较高的地区,在重污染产业依赖度较低的地区,绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的促进作用更加显著。

四、研究设计

(一)样本选择与样本来源

以我国A股部分上市企业2008—2018年的数据作为样本,以2012年发布的《绿色信贷指引》为政策变量,根据2008年环保部颁布的《上市公司环保核查行业分类管理名录》,结合证监会2012版行业分类标准对重污染企业进行识别、分类,实证研究绿色信贷政策影响下的重污染企业绿色创新行为,数据处理采用Stata15.0软件完成。上市公司绿色创新数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),上市公司其他特征数据来自国泰安数据库。为保证数据的一致性,剔除金融业、ST及*ST企业和相关数据缺失的样本。最终选取在考察期内符合条件并一直存续的处理组样本4444个,对照组样本6050个。

(二)模型设定

选取2012年《绿色信贷指引》的颁布作为绿色信贷政策实施的时间节点,参考陈林和伍海军对于传统双重差分模型的解读,^[26]构建模型(1)来检验绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的影响:

$$TGreen_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treat_i \times Post_t + \sum Control_{it} + Industry + Year + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $TGreen_{it}$ 表示表示企业*i*在*t*年的绿色创新指标; $Post_t$ 表示绿色信贷政策是否实施,2012年以前取值为0,2012年及以后取值为1; $Treat_i$ 表示处理组和对照组,属于重污染的企业为1,否则为0; $Control_{it}$ 是一系列控制变量; $Industry$ 和 $Year$ 分别为行业和年度的固定效应; ϵ_{it} 为随机扰动项。

(三)变量说明

绿色创新($TGreen$)为被解释变量,专利授予情况往往更能体现企业的实际创新能力,因此,绿色创新变量借鉴齐绍洲的研究选取绿色发明专利授权数量来表示,^[27]控制变量上借鉴钟昌标等对影响企业创新能力的内部因素的研究进行选取,^[28]具体见表1。

五、实证检验结果

(一)变量描述性统计

表2是主要变量描述性统计结果。从绿色专利的数据来看,被解释变量 $TGreen$ 的最小值、中位数均为零,表明总体样本企业的绿色创新水平不突出;标准差为12.13,说明企业之间的绿色创新水平存在比较大的差异,这与选取的样本数量多、涵盖的企业类型比较复杂有关。从 $Treat$ 的均值可以看出,样本中非重污染企业和重污染企业数量相当。 $Post$ 的均值为0.639,说明《绿色信贷指引》出台后的样本占63.9%。从研发支出数据离散程度来看,各企业之间的研发支出存在比较大的差异。

表 1 变量定义表

变量性质	变量名称	指标含义
被解释变量	绿色创新(TGreen)	绿色专利授权量(Patent_inv)
主要解释变量	双重差分变量 (Post * Treat)	Post 为时间变量,表示《绿色信贷指引》出台前后,即 2012 年以前取 0,2012 年及以后取 1;Treat 为实验变量,当该公司为重污染行业企业时取 1,否则取 0
中介变量	债务融资约束(Debt)	企业短期借款与长期借款之和的对数
调节变量	政府补助(Sub)	政府补助额与营业收入的比值
控制变量	研发投入(Rdr)	研发投入占营业收入的比重
	企业规模(Size)	期初总资产的自然对数
	债务杠杆(Lev)	期末负债与期末总资产的比值
	有形资产占比(Tan)	年末固定资产总额/年末总资产
	成长性(Growth)	(当年主营业务收入-上年主营业务收入)/上年主营业务收入
	盈利能力(Roa)	净利润除以期初总资产
	市场化指数(Market)	参考樊纲、王小鲁的市场化指数
	企业成熟度(Age)	企业年龄的自然对数

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Treat	10 494	0.423	0.494	0	0	1
Post	10 566	0.639	0.48	0	1	1
TGreen	10 494	0.764	12.13	0	0	664
Rdr	10 494	2.035	3.906	0	0.43	137.4
Size	10 494	22.404	1.422	16.757	22.250	28.520
Lev	10 494	0.504	0.269	0.007	0.503	8.256
Tan	10 494	0.266	0.175	0	0.234	0.948
Roa	10 494	0.0385	0.0814	-1.375	0.031	2.933
Age	10 494	2.76	0.349	0	2.833	3.689
Growth	10 494	0.976	31.29	-0.996	0.101 658	1.925
Market	10 494	7.503	2.008	-0.52	7.55	11.82
Debt	9 739	20.45	2.021	10.1	20.487	26.84
Sub	10 494	0.0256	0.187	0	0.009 7	18.07

(二)企业绿色创新情况的时间趋势和组别差异

从图 1 可以看出,2012 年之前,重污染企业的绿色专利平均数据与非重污染企业的绿色专利平均数据保持相同的发展趋势,基本符合平行趋势。为提高证明的严谨性,后文中会采取 PSM 法处理样本数据,进一步减小数据的内生性,使得数据更加符合平行趋势的检验。

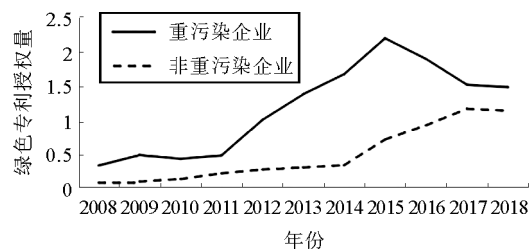


图 1 企业绿色专利水平平均趋势图

(三)倾向匹配得分法(PSM)

通过 Stata 15.0 中的 psmatch2 命令进行逐年一对一的近邻匹配。变量匹配前后差异对比结果见表 3,所有变量的标准差在匹配后都缩小了,且标准化偏差的绝对值均小于 10%,匹配效果较好。t 检验结

果表明,除了企业规模(*Size*)、债务杠杆(*Lev*)存在显著性差异外,其余各变量的 t 值都不拒绝处理组和控制组无系统性偏差的原假设,满足平衡性假设。

表 3 变量匹配前后差异对比

变量	匹配前/后	处理组均值	对照组均值	标准化 偏差/%	标准化 偏差变化/%	T 值	P> t
<i>Rdr</i>	匹配前	1.433	2.477	-28.300	96.000	-13.650	0.000
	匹配后	1.433	1.475	-1.100		-0.880	0.380
<i>Size</i>	匹配前	0.049	-0.036	8.000	7.300	4.280	0.000
	匹配后	0.049	-0.030	7.500		3.560	0.000
<i>Lev</i>	匹配前	0.493	0.513	-7.800	1.000	-3.850	0.000
	匹配后	0.493	0.472	7.700		4.630	0.000
<i>Tan</i>	匹配前	0.346	0.207	85.200	98.800	43.480	0.000
	匹配后	0.346	0.344	1.100		0.470	0.635
<i>Roa</i>	匹配前	0.041	0.037	4.300	82.200	2.160	0.031
	匹配后	0.041	0.041	-0.800		-0.290	0.768
<i>Age</i>	匹配前	-0.009	0.007	-1.600	-7.900	-0.800	0.424
	匹配后	-0.009	-0.262	1.700		0.800	0.421
<i>Growth</i>	匹配前	0.450	1.362	-3.100	83.500	-1.470	0.140
	匹配后	0.450	0.300	0.500		0.850	0.397
<i>Market</i>	匹配前	7.052	7.834	-39.600	99.900	-20.110	0.000
	匹配后	7.052	7.052	0.000		-0.010	0.992

(四) 基准回归结果

表 4 是绿色信贷政策对企业绿色创新影响的回归结果。第(1)列为未加入控制变量时的回归结果,结果显示 $Treat \times Post$ 的系数均为正,表明绿色信贷政策对重污染企业绿色创新有正向影响。加入一系列控制变量后,第(2)列交乘项 $Treat \times Post$ 的系数在 5% 的水平下显著为正,表明绿色信贷政策有效发挥了对重污染企业绿色创新的“倒逼”作用,与假设 H1 一致。控制变量的加入对方程拟合度有增量贡献,充裕的资金和激烈的市场竞争性都能刺激重污染企业提高绿色创新能力。

(五) 稳健性检验

1. 替换变量

选取绿色发明专利授权量和绿色实用新型专利授权量之和($Patent_total$)作为绿色创新的替代变量,回归结果如表 4 中(3)(4)列所示,可以看出交乘项系数均在 5% 的显著性水平上为正,证明了结论的稳健性。

2. 平行趋势检验

设置绿色信贷政策实施前 4 年(2008—2011 年)和绿色信贷政策实施后 6 年(2013—2018 年)的年度虚拟变量,并将其与 $Treat_i$ 的交乘项纳入模型,定义为 $Before_4$ 、 $Before_3$ 、 $Before_2$ 、 $Before_1$ 、 $Current$ 、 $After_1$ 、 $After_2$ 、 $After_3$ 、 $After_4$ 、 $After_5$ 、 $After_6$,绿色信贷政策实施当年(2012 年)虚拟变量 $Current$ 取值为 1,否则取 0。表 5 结果显示,在绿色信贷政策实施之前 $Before_4$ 、 $Before_3$ 、 $Before_2$ 、 $Before_1$ 系数均不显著,而绿色信贷政策实施后重污染企业的绿色创新出现了趋势上的改变,说明政策实施前重污染企业与非重污染企业在绿色创新方面满足“平行趋势”假定。

表4 绿色信贷对重污染企业绿色创新的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.601**	0.683**	0.849*	0.992**	<i>Roa</i>		-1.847*		-3.079*
	(2.15)	(2.54)	(1.95)	(2.39)			(-1.65)		(-1.78)
<i>Post</i>	0.855**	-1.413*	2.377***	-1.800	<i>Age</i>		0.022		0.169
	(2.57)	(-1.77)	(4.56)	(-1.55)			(0.06)		(0.34)
<i>Treat</i>	0.304	-0.111	0.413	-0.363	<i>Growth</i>		-0.000		-0.000
	(0.44)	(-0.19)	(0.39)	(-0.43)			(-0.09)		(-0.08)
<i>Rdr</i>		0.044		0.092*	<i>Market</i>		0.149		0.259
		(1.27)		(1.73)			(1.32)		(1.56)
<i>Size</i>		6.615***		11.359***	<i>Constant</i>	0.037	1.062	0.300	2.093
		(39.08)		(44.74)		(0.08)	(1.05)	(0.40)	(1.41)
<i>Lev</i>		-1.689***		-3.081***	<i>Observations</i>	10 465	10 465	10 465	10 465
		(-3.08)		(-3.67)	<i>R-squared</i>	0.002 4	0.260 6	0.004 0	0.322 8
<i>Tan</i>		-0.406		-0.119	<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
		(-0.53)		(-0.10)	<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

注：*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平下显著，括号内为T值，下同。

3. 更换匹配方法

考虑政策可能存在的内生性问题，对照组样本采用核匹配的方法对样本重新进行倾向得分匹配。表6中(1)(2)列显示核匹配后的样本回归结果，未加入控制变量时交乘项系数在5%的显著性水平上为正，加入控制变量后交乘项系数在1%的显著性水平上为正，与前文结论一致，表明结论稳健。

4. 安慰剂检验

参考孟庆玺等的研究，使用安慰剂检验来识别绿色信贷政策的实施对处理组重污染企业绿色创新的影响。^[29]随机选择同对照组(重污染企业)样本数量相同的一组样本作为虚拟处理组，其他样本作为对照组，再进行回归。表6显示了安慰剂检验的回归结果，从(3)(4)列可以看出交乘项系数的回归系数均不显著，表明通过了安慰剂检验，前文基本回归结果是可靠的。

六、进一步研究

(一) 传导机制研究

1. 基于融资约束的中介效应分析

由理论分析可知，绿色信贷政策表现出对信贷资金的绿色调控作用。因此，选取企业短期借款与长期借款之和的对数(*Debt*)作为衡量企业融资约束的中介解释变量，借鉴温忠麟等采用的中介效应检验方法，^[30]在上文双重差分模型的基础上，进一步检验债务融资的中介效应是否存在，构建如下检验模型：

表5 平行趋势检验结果

变量	<i>TGreen</i>
<i>Before4</i>	-0.01 (-0.02)
<i>Before3</i>	0.125 (0.2)
<i>Before2</i>	0.034 (0.05)
<i>Current</i>	0.473 (0.75)
<i>After1</i>	0.821 (1.31)
<i>After2</i>	1.083* (1.72)
<i>After3</i>	1.233** (1.96)
<i>After4</i>	0.715 (1.14)
<i>After5</i>	0.091 (0.14)
<i>After6</i>	0.085 (0.14)
<i>Constant</i>	0.172 (0.5)
<i>Observations</i>	10,494
<i>R-squared</i>	0.006
<i>Industry FE</i>	YES
<i>Year FE</i>	YES

表 6 更换匹配方法及安慰剂检验结果

变量	核匹配		安慰剂检验		变量	核匹配		安慰剂检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.606**	0.712***	-0.316	-0.048	<i>Roa</i>		-1.161		-1.114
	(2.18)	(2.66)	(-1.05)	(-0.17)			(-1.20)		(-1.15)
<i>Post</i>	0.849**	-1.319*	1.235***	-0.922	<i>Age</i>		-0.006		0.006
	(2.56)	(-1.66)	(3.69)	(-1.17)			(-0.02)		(0.02)
<i>Treat</i>	0.302	-0.120	-0.097	-0.198	<i>Growth</i>		-0.004**		-0.004**
	(0.43)	(-0.20)	(-0.37)	(-0.79)			(-2.12)		(-2.07)
<i>Rdr</i>		0.024		0.018	<i>Market</i>		0.153		0.118
		(1.04)		(0.80)			(1.36)		(1.05)
<i>Size</i>		6.551***		6.547**	<i>Constant</i>	0.040	0.558	-0.083	0.684
		(38.94)		(38.91)		(0.08)	(0.57)	(-0.17)	(0.69)
<i>Lev</i>		-0.731**		-0.739*	<i>Observations</i>	10 492	10 492	10 494	10 494
		(-2.05)		(-2.07)	<i>R-squared</i>	0.002 4	0.258 9	0.002 8	0.258 7
<i>Tan</i>		-0.494		-0.390	<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
		(-0.65)		(-0.51)	<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

$$Debt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 Treat_i \times Post_t + \sum Control_{it} + Industry + Year + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

$$TGreen_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i + \gamma_2 Post_t + \gamma_3 Treat_i \times Post_t + \gamma_4 Debt_{it} + \sum Control_{it} + Industry + Year + \delta_{it}. \quad (3)$$

其中, $Debt_{it}$ 表示表示企业 i 在 t 年的融资约束。实证结果见表 7, 第(1)列的交乘项 $Treat \times Post$ 系数显著为负, 表明绿色信贷政策限制资金流向重污染企业, 加大了重污染企业的融资约束。从第(2)列中可以看出, 交乘项 $Treat \times Post$ 的系数显著为正, $Debt$ 的系数显著为负, 这表明与非重污染企业相比, 重污染企业的绿色创新与其融资约束情况呈现出负相关的关系, 融资约束不断加大的困境刺激重污染企业加大绿色创新, 以改变生存现状。综上, 绿色信贷政策可以通过加大重污染企业融资约束这一途径来“倒逼”重污染企业进行绿色创新, 假设 H2 成立。

2. 基于政府补助的调节效应分析

政府补助对企业绿色创新活动具有重要影响, 为进一步探究政府补助对绿色信贷与重污染企业绿色创新关系的影响, 在模型(1)中引入政府补助(Sub)这一调节变量, 构建政府补助的调节效用检验模型:

$$TGreen_{it} = \kappa_0 + \kappa_1 Treat_i \times Post_t \times Sub_{it} + \kappa_2 Treat_i \times Post_t + \kappa_3 Sub_{it} \times Post_t + \kappa_4 Sub_{it} \times Treat_i + \kappa_5 Post_t + \kappa_6 Treat_i + \kappa_7 Sub_{it} + \sum Control_{it} + Industry + Year + \delta_{it}. \quad (4)$$

其中, Sub_{it} 表示表示企业 i 在 t 年得到的政府补助额与营业收入的比值。表 7 中(3)(4)列显示了政府补助对绿色信贷政策与重污染企业绿色创新关系调节效应的估计结果。无论是否加入控制变量, $Treat \times Post \times Sub$ 的系数均在 1% 的水平上显著为负, 表明与非重污染企业相比, 政府补助在绿色信贷政策与重污染企业绿色创新水平之间呈现出负向的调节作用, 政府补贴的增加, 反而会抑制重污染企业的绿色创新行为, 验证了假设 H3。

表 7 绿色信贷影响企业绿色创新的传导机制回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.090** (-2.35)	0.712**	0.855 (1.64)	0.920** (2.14)
<i>Post</i>	1.089*** -9.34	-1.179 (-1.44)	0.824* (1.85)	-1.424** (-2.18)
<i>Treat</i>	0.472*** -5.43	-0.015 (-0.02)	0.306** (2.16)	-0.164 (-0.83)
<i>Debt</i>		-0.252*** (-3.32)		
<i>Treat</i> × <i>Post</i> × <i>Sub</i>			-12.404*** (-2.62)	-9.993*** (-3.00)
<i>Post</i> × <i>Sub</i>			0.474 (0.98)	2.307** (2.28)
<i>Treat</i> × <i>Sub</i>			-0.225 (-0.19)	1.854** (1.97)
<i>Sub</i>			-0.005 (-0.57)	0.129** -2.53
<i>Rdr</i>	-0.019*** (-3.82)	0.042 -1.1		0.135*** (7.15)
<i>Size</i>	0.380*** -16.04	6.723*** -38.15		6.270*** (4.23)
<i>Lev</i>	3.353*** -41.87	-0.954 (-1.46)		-2.467*** (-2.89)
<i>Tan</i>	1.074*** -9.9	-0.192 (-0.24)		-0.522 (-1.14)
<i>Roa</i>	0.718*** -4.45	-1.82 (-1.49)		-2.339** (-2.13)
<i>Age</i>	-0.003 (-0.05)	0.035 -0.1		0.073 (0.71)
<i>Growth</i>	-0.001** (-2.45)	-0.001 (-0.16)		-0.000 (-0.27)
<i>Market</i>	-0.02 (-1.20)	0.135 -1.15		-0.006 (-0.23)
Constant	17.800*** -121.63	5.706*** -3.34	0.040 (0.45)	2.465*** (2.99)
<i>Observations</i>	9 781	9 781	10 456	10 456
<i>R-squared</i>	0.440 6	0.265 3	0.003	0.262
<i>Industry FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Year FE</i>	YES	YES	YES	YES

(二)异质性分析

1. 企业所有权性质差异下绿色信贷政策对企业绿色创新的影响

基于倾向匹配得分后的数据,继续通过模型(1)研究不同所有权性质下绿色信贷政策对重污染企业创新的影响,结果见表 8。第(1)(2)列为国有企业的分组回归结果,可知,无论是否加入控制变量,国有企业交乘项 *Treat* × *Post* 系数均在 5%水平下显著。而(3)(4)列的非国有企业回归结果显示,无论是否加入控制变量,交乘项系数均不显著。这表明,绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的促进作用在国有重污染企业中更显著,假设 H4 成立。

2. 不同区域产业依赖度差异下绿色信贷政策对企业创新的影响

我国不同地区之间行业分布、产业布局差异度较大,执行绿色信贷政策的力度必然受到产业布局的影响。借鉴张媛媛等的做法,^[31]将样本企业按照所在地区重污染产业依赖度进行分类,当区域污染水平高于全国中位数时,为重污染产业依赖度高的地区,据此进行分组检验。表8显示,重污染产业依赖度低地区的分组回归结果(5)和(6)列的 $Treat \times Post$ 交乘项系数均显著为正,重污染产业依赖度高的地区中(7)和(8)列交乘项系数为正但是不显著,表明区域重污染产业依赖度低的地区能更好地执行绿色信贷政策,绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的“倒逼”效应更加显著。

表8 绿色信贷对企业绿色创新的异质性

变量	经过 PSM 处理							
	国有		非国有		重污染产业依赖度低		重污染产业依赖度高	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Treat \times Post$	0.940** (2.08)	0.935** (2.17)	0.009 (0.09)	0.045 (0.44)	1.521** (2.20)	1.258** (1.96)	-0.350 (-1.02)	-0.217 (-1.21)
$Post$	1.330** (2.45)	-2.403* (-1.94)	0.185 (1.61)	0.320 (1.43)	0.055 (0.03)	-2.925 (-1.29)	0.914*** (5.00)	0.999 (1.02)
$Treat$	0.451 (0.43)	-0.206 (-0.23)	-0.105 (-0.67)	-0.065 (-0.41)	0.098 (0.10)	-1.058 (-1.16)	1.202 (1.30)	1.008 (1.29)
Rdr		0.067 (1.09)		0.022** (2.05)		0.044 (0.57)		0.012 (0.50)
$Size$		7.640*** (33.51)		0.362** (2.57)		8.911*** (29.26)		1.797*** (13.66)
Lev		-2.432** (-2.52)		0.141 (0.79)		-2.290* (-1.93)		-0.522 (-1.30)
Tan		-0.939 (-0.78)		-0.060 (-0.21)		-0.272 (-0.17)		0.356 (0.64)
Roa		-2.023 (-1.13)		-0.323 (-0.79)		-1.619 (-0.74)		-0.854 (-0.99)
Age		0.407 (0.73)		-0.144* (-1.77)		0.736 (1.34)		-0.439 (-0.92)
$Growth$		0.000 (0.00)		0.000 (0.07)		-0.001 (-0.11)		-0.000 (-0.11)
$Market$		0.111 (0.61)		0.005 (0.16)		-0.016 (-0.07)		0.128 (1.35)
$Constant$	-0.031 (-0.04)	2.207 (1.36)	0.093 (0.79)	-0.093 (-0.33)	-0.100 (-0.12)	3.682** (2.05)	0.036 (0.06)	-0.817 (-0.83)
$Observations$	6 464	6 464	4 001	4 001	3 915	3 915	6 550	6 550
$R\text{-squared}$	0.003 6	0.269 7	0.004 1	0.026 5	0.002 8	0.262 0	0.002 1	0.233 4
$Industry FE$	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
$Year FE$	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

七、结论与建议

推动绿色信贷等绿色金融政策规范化落实,对“双碳”目标下实现经济社会绿色转型具有重要意义。本文以绿色信贷政策为切入点,利用2008—2018年中国A股上市公司数据,采取双重差分法考察绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的影响效果及作用机制,研究表明:第一,实施绿色信贷政策能够倒逼重污染企业进行绿色创新;第二,机制检验表明绿色信贷可以通过加大重污染企业融资约束这一途径,倒逼重污染企业进行绿色创新;第三,政府补助会负向调节绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的驱动机制,过多的政府补助会抑制重污染企业的绿色创新意愿;第四,异质性分析表明在国有企业、重污染行业依存度

低的地区样本中,绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的倒逼作用更为显著。研究进一步证实了绿色信贷政策实施对重污染企业绿色创新的积极影响,为绿色金融体系的完善与推广提供了依据。基于此,为进一步推行绿色信贷政策,实现金融资源配置与企业绿色创新的有效结合提出如下对策建议。

第一,完善绿色金融体系,增强政策实施力度。尽管当前我国绿色金融发展还处于初级阶段,但发展绿色金融取得的阶段性成果已经逐渐显现,国家层面应坚定执行绿色金融政策的决心和力度,动员更多金融机构将金融资源投入到绿色可持续领域,助力我国“双碳”目标实现;发挥绿色金融对企业绿色创新的正向激励与引导,给予真正想实现绿色发展的企业更多资金支持,避免企业为迎合绿色信贷政策而进行策略性绿色创新行为,促进绿色创新数量和质量同步增长。

第二,加强风险管控,建立绿色信息共享机制。结合绿色技术和绿色项目特点,构建量化、可比的环境绩效指标和信息披露机制,从而加强公众监督的可行性,降低政府和金融机构的环境监管成本,为绿色金融政策的深入执行提供保障;促进金融绿色化与数字化协同发展,构建环境信息数字化监管平台,降低银行执行绿色信贷的风险,切实提升银行对绿色创新提供信贷支持的意愿;强化对贷后资金的监管落实,确保绿色信贷资金利用到位。

第三,规范政府行为,精准发力,提升绿色信贷政策实施效果。为了提高绿色信贷政策的实施效果,应允许各地区根据自身实际情况执行差异性的绿色信贷投放标准,将地方生态文明建设与政府官员政绩相挂钩,防范地方政府出于政绩产出考虑,为重污染企业提供不合理的政府补助以及放宽绿色环保标准,提高重污染企业依存度高的区域的绿色信贷政策贯彻执行力度。此外,针对银行投放绿色信贷时存在的所有制偏好等问题,政府层面应积极引导,做出更为具体的制度安排,为中小企业参与绿色创新给予有效支持与保障。

参考文献:

- [1] NANATH K, PILLAI R. The influence of green IS practices on competitive advantage: Mediation role of green innovation performance[J]. Information systems management, 2017(1): 3-19.
- [2] PORTER M, LINDE C V D. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives, 1995(4): 97-118.
- [3] 汪炜,戴雁南,乔桂明.绿色信贷政策对商业银行竞争力影响研究——基于区域性商业银行的准自然实验[J].财经问题研究, 2021(8): 62-71.
- [4] 吴晟,武良鹏,赵湘莲.绿色信贷政策对制造业外部融资、经济增长和能源消费的影响[J].中国人口·资源与环境, 2021, 31(3): 96-107.
- [5] 张笑,胡金焱.绿色信贷政策是否抑制了重污染企业的投资?[J].山东社会科学, 2022(8): 138-146.
- [6] 金环,于立宏,徐扬.绿色金融创新政策与企业生产率差异——来自中国上市公司的证据[J].经济评论, 2022(5): 83-99.
- [7] 于波,范从来.绿色金融、技术创新与经济高质量发展[J].南京社会科学, 2022(9): 31-43.
- [8] 王馨,王莹.绿色信贷政策增进绿色创新研究[J].管理世界, 2021, 37(6): 173-188.
- [9] 杨柳勇,张泽野.绿色信贷政策对企业绿色创新的影响[J].科学学研究, 2022, 40(2): 345-356.
- [10] FALCONE P M, MORONE P, SICA E. Greening of the financial system and fuelling a sustainability transition: A discursive approach to assess landscape pressures on the Italian financial system[J]. Technological forecasting and social change, 2018, 127: 23-37.
- [11] 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.
- [12] 于波.绿色信贷政策如何影响重污染企业技术创新?[J].经济管理, 2021, 43(11): 35-51.
- [13] 邝嫦娥,路江林.环境规制对绿色技术创新的影响研究——来自湖南省的证据[J].经济经纬, 2019, 36(2): 126-132.
- [14] 毕茜,邓玲.绿色信贷业绩评价对企业绿色创新的驱动效应研究[J].南方金融, 2022(5): 18-32.

- [15] 谢乔昕. 环境规制、绿色金融发展与企业技术创新[J]. 科研管理, 2021, 42(6): 65-72.
- [16] PENG B H, YAN W M, ELAHI E, et al. Does the green credit policy affect the scale of corporate debt financing? Evidence from listed companies in heavy pollution industries in China[J]. Environmental science and pollution research, 2021(1): 755-767.
- [17] 石华平, 易敏利. 环境规制与技术创新双赢的帕累托最优区域研究——基于中国 35 个工业行业面板数据的经验分析[J]. 软科学, 2019, 33(9): 40-45+59.
- [18] 李华民, 邓云峰, 吴非. 金融监管如何影响企业技术创新[J]. 财经科学, 2021(2): 30-44.
- [19] 宋鹏. 我国政府研发补贴与企业创新绩效及研发能力关联性研究[J]. 软科学, 2019, 33(5): 65-70.
- [20] KELLER T R, HASE V, THAKER J, et al. News media coverage of climate change in India 1997—2016: Using automated content analysis to assess themes and topics[J]. Environmental communication: A journal of nature and culture, 2020(2): 219-235.
- [21] 谢乔昕, 张宇. 绿色信贷政策、扶持之手与企业创新转型[J]. 科研管理, 2021, 42(1): 124-134.
- [22] DROSTE N, HANSJÜRGENS B, KUIKMAN P, et al. Steering innovations towards a green economy: Understanding government intervention[J]. Journal of cleaner production, 2016, 135: 426-434.
- [23] 章予, 王翼虹. 环境规制、融资约束与重污染企业绿色化投资路径选择[J]. 财经论丛, 2020(10): 75-84.
- [24] 王锋正, 姜涛, 郭晓川. 政府质量、环境规制与企业绿色技术创新[J]. 科研管理, 2018, 39(1): 26-33.
- [25] 赵娜. 绿色信贷是否促进了区域绿色技术创新? ——基于地区绿色专利数据[J]. 经济问题, 2021(6): 33-39.
- [26] 陈林, 伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(7): 133-148.
- [27] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新? ——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 129-143.
- [28] 钟昌标, 胡大猛, 黄远浙. 低碳试点政策的绿色创新效应评估——来自中国上市公司数据的实证研究[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(19): 113-122.
- [29] 孟庆奎, 白俊, 施文. 客户集中度与企业技术创新: 助力抑或阻碍——基于客户个体特征的研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(4): 62-73.
- [30] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [31] 张媛媛, 袁奋强, 陈利馥. 区域产业依存度能改变绿色信贷政策对企业创新投资的影响吗——来自准自然实验的证据[J]. 宏观经济研究, 2021(3): 120-135.

Impact of Green Credit Policy on Green Innovation of Heavily Polluting Enterprises

ZHOU Yanping, WANG Qian, CHEN Huiying

(College of Economics and Management, Shandong University of Science and Technology, Qingdao, Shandong 266590, China)

Abstract: In the era of carbon peaking and carbon neutrality, promoting the standardized implementation of green finance policies, such as green credit policy, is an effective measure to accelerate green innovation development of enterprises and promote green transformation of the economy and the society. Using the data of listed companies from 2008 to 2012, this paper constructs a double difference model to test the impact of green credit policy on green innovation of heavily polluting enterprises. The mechanism test shows that green credit policy can “force” heavy polluting enterprises to carry out green innovation by increasing financing constraints of heavy polluting enterprises. Government subsidies negatively regulate green innovation driving mechanism of green credit policy. Excessive government subsidies will inhibit the willingness of heavily polluting enterprises to implement green innovation. Heterogeneity analysis shows that green credit policy has a more significant promoting effect on green innovation of heavily polluting enterprises in the areas with low dependence on state-owned enterprises and heavily polluting industries. The research is of theoretical value and practical significance for further improving green finance system and promoting the development of low-carbon economy.

Key words: green credit; heavily polluting enterprises; green innovation; financing restriction

(责任编辑:魏 霄)