

# 绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响研究

——基于 2007—2020 年 A 股上市企业面板数据的实证分析

李良兵, 贾 婧

(安徽大学 大数据与统计学院, 安徽 合肥 230601)

**摘要:**绿色信贷政策的本质是环境规制政策,它是实现绿色高质量发展的重大举措之一。围绕波特效应,基于 2007—2020 年 A 股上市企业面板数据,利用《绿色信贷指引》政策这一外生冲击,采取双重差分法(DID),考察了我国政府绿色信贷政策对上市企业创新活动投入的影响。研究表明,绿色信贷政策明显提高了信贷约束企业的创新活动投入,其中西部信贷约束企业的创新活动投入大大超过了中东部,而非国有企业的创新活动投入相较于国企更能获得绿色信贷政策的促进作用。此外,进一步的机制检验还发现,融资约束在绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响中起到显著的中介作用,即绿色信贷政策通过缓解融资约束促进了企业创新活动投入。

**关键词:**绿色信贷;企业创新活动投入;双重差分法;中介效应

**中图分类号:**F406.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008 - 7192(2023)04 - 0067 - 11

## 一、引言

由于我国市场经济的快速发展,经济建设确实获得了突出的成绩。但是在这种显著成绩的背后,我国长期的粗放型经济发展方式,却带来了相对恶劣的经济环境形势。因而,为改善现状,实现经济由快速发展向高质量发展、绿色发展的转变,一方面,近年来政府实施了一系列的措施,比如绿色信贷政策、碳达峰碳中和政策等;另一方面,国家也在大力支持企业创新,扶持企业创新活动,从而推动国家不断创新,促进我国经济社会绿色健康可持续发展。而施行绿色信贷政策的意义,就在于重新科学合理地规划我国信贷资源,限制高污染重污染企业信贷,鼓励低污染绿色企业信贷,逼迫前者或进一步促进后者企业激发自身内在减排的动力,通过增加企业创新活动投入实现主动减排,为我国经济社会绿色健康可持续发展做出重要贡献。

为促进绿色信贷的高效开展,我国环保总局在 2007 年颁布了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,第一次明确提出金融机构组织的贷款

投放决策要充分考虑到企业发展对环境的影响。继此之后,2012 年银监会颁布了《绿色信贷指引》,这一政策明确提出了商业银行必须对贷款公司的环境业绩和经营风险进行客观合理的评价评估,以合理的方式配置贷款资源,这也标志着绿色信贷政策的全面深入开展与实施<sup>[1]</sup>。从 2012 年《绿色信贷指引》出台以来,企业创新活动投入是否受到了绿色信贷政策的显著影响?这种影响是促进的还是抑制的?这种影响又是通过何种途径对企业创新活动投入起到作用的?根据地区不同、企业性质不同,这种影响又有怎样的差异呢?这些也正是本文的主要研究问题所在。

相较于以往文献,本文可能的边际贡献主要有:首先,基于微观层次,从企业创新活动投入出发检验绿色信贷的微观政策效应,从而丰富了关于宏观政策变化与微观企业活动关系的相关研究成果。其次,目前评价企业创新活动投入的指标,主要是企业研发投入(R&D)、绿色专利申请数量或质量等一些研发专利类的数据,本文使用无形资产比率衡量企业创新活动投入,同时此指标也能充分体现公

收稿日期:2022-03-13

基金项目:安徽省哲学社会科学规划青年项目(AHSKQ2020D62)

作者简介:李良兵(1998-),男,安徽大学大数据与统计学院硕士研究生,研究方向为计量经济、数量经济学;贾婧(1991-),女,安徽大学大数据与统计学院副教授,博士,硕士生导师,研究方向为数量经济、教育经济学和政策项目评估。E-mail:17361592889@163.com

司的创造产出。最后,在企业地域差异和性质差异条件下,考察了绿色信贷政策对创新活动投入的异质效应,并进一步考察了融资约束在绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响中起到的中介作用。

## 二、理论基础与研究假设

### 1. 理论基础分析

绿色信贷政策的实质是环境规制政策,我国环境规制政策大致区分为命令管制型、市场鼓励型、非正式型三个类别。在本文看来,《绿色信贷指引》属于命令管制型政策。关于环境规制与企业创新活动投入二者之间有何关系的问题研究,目前主要有以下三种说法:①环境规制政策促进创新活动投入,即“波特假说”。“波特假说”最重视的是企业创新补偿效应,认为合理的环境规制在长时间内会提高企业的科技创新能力。有不少的学者围绕波特效应是否成立进行了验证。较早有 Requate<sup>[2]</sup>提出,环境规制政策的执行力度与发展绿色技术创新的能力之间存在单调的正相关关系,即环境规制政策执行越严厉,企业的发展创新动力就越强烈。后来,Hamamoto<sup>[3]</sup>指出,在产业内部,R&D支出与环境监管的严格程度之间存在正相关关系,并通过提供日本产业的证据支持了这一发现。近年来,WANG等<sup>[4]</sup>提出,环境政策在一定严格程度( $<3.08$ )内对绿色生产力增长产生积极影响,即环境规制政策执行越严厉,绿色生产力增长越大,企业的发展创新动力就越强烈。基于弱波特假说和狭义波特假说,王班班等<sup>[5]</sup>研究发现,命令管制型和市场鼓励型的环境政策促进了行业节能减排和企业技术创新。②环境规制政策导致企业成本增加,抑制企业对创新活动的投入,制约经济发展<sup>[6]</sup>。其中,Chintrakarn<sup>[7]</sup>建立超对数随机前沿生产模型,表明环境严格性对美国各州技术效率低下有着积极的影响。张根文等<sup>[8]</sup>也同样认为,实施环境规制会大大提高企业生产的成本以及环境污染的治理投入,因此也势必会降低企业的创新活动投入,对其产生一定的抑制效应。③环境规制与创新活动投入之间表现为非线性的复杂关系。一种观点是呈现先降低后增加的“U”型动态特点,即环境规制先通过创新资金被挤出或不足抑制企业绿色创新,同时通过创新补偿效应产生正面促进作用<sup>[9-10]</sup>;另一种观点则是

认为环境规制与创新活动投入之间呈现倒“U”型的动态关系,即合理的环境规制能有效促进企业绿色创新,但当达到一定严厉的程度时,就会反过来抑制企业绿色创新<sup>[11]</sup>。

综上所述,有关环境规制与企业创新活动投入之间的研究结论还存在一定的争议。这些成果为本文的深入研究提供了参考价值 and 理论基础,但同时也有一些局限性或者可以补充的内容。一方面,很多文献中使用研发投入和专利申请数据去反映创新活动投入,但一个企业创新活动的产出往往不止这些,少有文献从无形资产的角度来衡量创新活动投入。另一方面,少有文献将融资约束纳入环境规制政策与企业创新活动投入的关系研究当中,未考虑到融资约束在两者关系之间的中介效应。基于此,本文主要围绕波特效应,从微观的信贷限制企业角度入手,以国泰安 CSMAR 库为数据来源,选取我国 2007—2020 年 A 股上市企业面板数据作为研究样本,重点探讨绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响,深入分析企业所处地域不同和性质不同对这一政策传导过程中可能产生的差异影响,研究绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响机理。

### 2. 研究假说

(1)绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响。政府通过推行绿色信贷政策,限制高污染重污染企业信贷,鼓励低污染绿色企业信贷,有效配置了信贷资源;这虽然对信贷限制企业形成了融资约束,但政策的最终目标是通过信贷约束促使企业激发自身内在减排的动力,倒逼信贷限制企业转型升级<sup>[12]</sup>。但是,一旦公司自身发展资金不足,加上遭遇信贷约束的制约,便会使得公司未必有实力加大创新投入和进行转型升级。因此,本文尝试从微观信贷限制企业角度入手,探究绿色信贷政策对其创新活动投入的影响,并提出以下假设。

假设 1a:绿色信贷政策能够显著促进信贷限制企业的创新活动投入;

假设 1b:绿色信贷政策不能显著促进信贷限制企业的创新活动投入。

(2)绿色信贷政策对不同地域和不同股权性质的企业创新活动投入的异质性影响。根据企业所属地区的不同。由于我国东部企业大多位于经济发达城市,中部企业则位于经济发展速度较快的区

域,更易于获得大量的金融机构信贷资金,所以绿色信贷政策对我国东部企业和中部企业的融资约束力度相对较小。因此在绿色信贷政策执行后,相比于东部与中部,西部信贷限制公司开展创新性活动和研发的动力更大。针对企业股权性质的不同。相对于国企来说,非国有企业(民营企业、外资企业等)很少得到政府参与经营或资金帮助,因而加大创新投入的动力更为强劲,更有可能实现研发创新,推动行业 and 产业升级,降低政策对其产生的约束负作用<sup>[13]</sup>。因此,本文继续提出以下假设。

假设2:《绿色信贷指引》颁布后,西部信贷限制企业创新活动投入应高于中东部;

假设3:《绿色信贷指引》颁布后,非国有信贷限制企业创新活动投入应高于国有企业。

(3)绿色信贷政策影响企业创新活动投入的机制。关于绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响机理分析中,融资约束可能起到中介效应的作用:一方面,绿色信贷政策越严厉、实施力度越大,往往越能体现出该区域的制度环境更完善,金融投资市场也更好地良性发展,更有助于企业外部投资成本进一步降低,进而改善对其存在的融资约束<sup>[14]</sup>,即绿色信贷政策与融资约束呈负相关。另一方面,创新研发活动具有典型的风险大、不确定性强的特点,当企业受到的融资约束越大时,就越难以吸引到外界融资投资,从而造成创新投入资金的不足,也就越难以开展企业创新活动。因此,融资约束对创新活动投入呈负向影响作用<sup>[15]</sup>。这种绿色信贷政策通过改善绿色企业融资约束从而促进创新活动投入。于是,本文提出最后一个假设。

假设4:融资约束在绿色信贷政策对企业创新活动的影响中起到显著的中介作用。

### 三、研究设计

#### 1. 模型构建

为有效评估绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响,本文构建基准回归模型如下:

$$Inar_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} \times post_{it} + \beta_j \sum_{j=2} Control_{jit} + Industry_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $t$ 表示年份, $i$ 表示上市企业, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。被解释变量 $Inar_{it}$ 表示企业创新活动投入,本文

用无形资产比率来反映。核心解释变量  $treat_{it} \times post_{it}$  表示行业属性与绿色信贷政策的交互项,其系数  $\beta_1$  体现了《绿色信贷指引》政策执行前后对信贷限制企业创新活动投入产生的影响,因此这也是本文最为关注的。其中, $post_{it}$ 为政策实施前后的虚拟变量,即2012年及以后取值为1,2012年以前取值为0; $treat_{it}$ 表示是否为受政策影响限制的行业,即上市公司若属于受政策影响限制的行业,则被认定为信贷限制企业(检验组取值为1),否则被认定为非信贷限制企业(对照组取值为0)。 $Control$ 表示控制变量集合。考虑到各个企业创新活动投入受到政策影响的时间不同,同时注意到不同行业中无形资产可能有较大的差异,因此本文控制了年份固定效应( $Year$ )和企业固定效应( $Industry$ )。

#### 2. 数据来源与变量选取

数据主要来源于国泰安CSMAR数据库,所选取的研究样本为2007—2020年A股上市企业面板数据,并且参考Feenstra等<sup>[16]</sup>、黎文靖等<sup>[17]</sup>、刘强等<sup>[18]</sup>文献,对数据进行了预处理。首先,删除了以下数据:①2012版证监会发布的《上市公司行业分类指引》中,行业为保险类、金融类和综合类的企业;②以ST、\*ST或PT开头的企业;③部分数据严重缺失的样本。其次,对缺失部分研究变量值的面板数据进行缺失值填补,采取的方法是对于两端缺失数据使用前前后后填充,对于中间数据使用线性插值填补。比如,上市企业600227缺失2015年和2020年的托宾Q值,则2015年的托宾Q值采用线性插值法填补,而2020年的托宾Q值用2019年的值代替。最后,针对所要研究的主要连续变量,本文均进行了1%和99%分位水平上的极端值缩尾处理。最终本文得到来自1278家上市企业的17892个有效样本。

(1)被解释变量“企业创新活动投入”。本文使用无形资产比率来衡量企业创新活动投入,主要有以下理由:首先,基于现有文献,为衡量企业创新活动投入,大多数学者使用的是研发投入(R&D)、绿色专利申请数量或质量等一些研发专利类的数据,而研发投入作为一种投入,并没有充分反映公司技术创新的全部成果,例如企业新技术的引进与管理、人力资本开发是不计算在研发投入中的<sup>[19]</sup>。其次,无形资产的计量也与企业的创新活动投入有

关。无形资产主要涉及专利权、非专利技术、商标权和著作权等,所以公司创新活动投入的全部成果和综合表现,应该体现于无形资产的增加。即相比于研发投入,无形资产的增加可能蕴含着更多的关于公司对技术创新活动投入的信息。

因此,通过上述理由的阐述,本文认为无形资产比率(无形资产净额/资产总计)这一指标更能够用来衡量企业创新活动投入。除此之外,本文把无形资产净额放入基准回归作为对比,并且利用专利申请数据中的实用新型申请数量进行了稳健性检验。

(2)核心解释变量“行业属性与绿色信贷政策的交互项”。本文主要通过双重差分法(DID)来评估绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响。由于2012年颁布的《绿色信贷指引》政策并没有明确地定义政策执行的对象,因而构造合适的干预组和控制组,成为了本文运用DID的关键和难点。因此,本文参考钱雪松等<sup>[20]</sup>的处理方式,选择了信贷

限制企业作为受政策实施影响的实验组,非信贷限制企业作为不受政策实施影响的对照组。

关于信贷限制行业的划分。首先,原银监会在《绿色信贷实施情况关键评价指标》中,明确了不同环境和社会风险类型的客户;其次,借鉴谌仁俊等<sup>[21]</sup>对信贷限制行业划分的做法,将以下行业定义为信贷限制行业(表1)。并参照证监会发布的2012修订版《上市公司行业分类指引》将信贷限制行业代码与之对应。

(3)控制变量。现实中企业创新活动投入还会受到其他经济特征指标的影响,为控制其影响,本文引入了一系列控制变量,包括企业规模,企业年龄,员工人数,总资产收益率,托宾Q值,资产负债率,资本密集度,企业成长性,现金流,股权集中度<sup>[22-23]</sup>。各控制变量符号与解释见表2。

为更好地掌握不同分组下主要研究变量的数据情况和差异性,本文对试验组和控制组的这些变量分别进行了描述性统计,具体结果如表3所示。

表1 信贷限制行业划分及其行业代码

信贷限制企业	行业代码	信贷限制企业	行业代码
煤炭开采和洗选业	B06	化学纤维制造业	C28
石油和天然气开采业	B07	橡胶和塑料制品业	C29
黑色金属矿采选业	B08	非金属矿物制品业	C30
有色金属矿采选业	B09	黑色金属冶炼及压延加工业	C31
非金属矿采选业	B10	有色金属冶炼及压延加工业	C32
开采辅助活动	B11	金属制品业	C33
石油加工、炼焦及核燃料加工业	C25	电力、热力生产和供应业	D44
化学原料及化学制品制造业	C26	燃气生产和供应业	D45
医药制造业	C27		

表2 各控制变量符号与解释

变量名称	符号表示	变量含义
企业规模	<i>lnSize</i>	企业当年总资产的自然对数
企业年龄	<i>lnAge</i>	企业年龄的自然对数
员工人数	<i>lnNumuck</i>	企业员工人数的自然对数
总资产收益率	<i>ROA</i>	企业当年净利润/总资产
托宾Q值	<i>lnTobinQ</i>	企业市场价值与其重置价值之比的自然对数
资产负债率	<i>Lev</i>	企业总负债/总资产
资本密集度	<i>Intensity</i>	企业固定资产/营业总收入
企业成长性	<i>Growth</i>	用营业收入增长率来表示
现金流	<i>Cash</i>	经营活动产生的现金流量净额/总资产
股权集中度	<i>Top10</i>	前十大股东累计持股比例

表 3 主要变量的描述性统计分析

变量	试验组:(1)-(2)		控制组:(3)-(4)		差值:(3)-(1)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	均值	标准差	均值	标准差	差值	标准误
无形资产净额 <i>lnInan</i>	1.328	1.121	1.029	1.023	-0.299***	0.017
无形资产比率 <i>Inar</i>	0.052	0.058	0.048	0.065	-0.004***	0.001
企业规模 <i>lnSize</i>	22.486	1.444	22.254	1.417	-0.232***	0.023
企业年龄 <i>lnAge</i>	2.646	0.470	2.672	0.482	0.026***	0.008
员工人数 <i>lnNumwk</i>	8.060	1.335	7.677	1.449	-0.383***	0.022
总资产收益率 <i>ROA</i>	0.037	0.069	0.034	0.062	-0.003***	0.001
托宾 <i>Q</i> 值 <i>lnTobinQ</i>	1.023	0.356	1.048	0.365	0.025***	0.006
资产负债率 <i>Lev</i>	0.507	0.213	0.517	0.210	0.010***	0.003
资本密集度 <i>Intensity</i>	2.299	2.276	2.848	3.179	0.549***	0.046
企业成长性 <i>Growth</i>	0.184	0.638	0.229	0.804	0.045***	0.012
现金流 <i>Cash</i>	0.060	0.073	0.040	0.079	-0.020***	0.001
股权集中度 <i>Top10</i>	0.555	0.160	0.540	0.152	-0.015***	0.002

注:\*\*\*表示  $P < 0.01$ , \*\*表示  $P < 0.05$ , \*表示  $P < 0.1$ 。下同。试验组变量观测值均为 6 034,控制组变量观测值均为 11 858。

四、实证结果分析

1. 双重差分法的平行趋势检验

DID 估计方法是否有效,一般依赖于平行趋势假设,即在《绿色信贷指引》政策未实施的情况下,实施该政策前  $N$  期的实验组和控制组的上市企业创新活动投入的变化趋势应该相似。因此,参考 Moser 等<sup>[24]</sup>的文献,运用事件研究法进行分析。为了清晰直观地看出绿色信贷政策执行前后,实验组和控制组的上市企业创新活动投入的变化趋势,本文绘制出绿色信贷政策的年度动态效应图(图 1)。从图 1 中可以看出,政策实施前交互项的系数(虚线左侧)均不显著异于 0,说明前 1 期至前 5 期的上市企业队列对创新活动结果变量的影响具有平行趋势,为本文使用 DID 估计方法的有效性提供支撑。

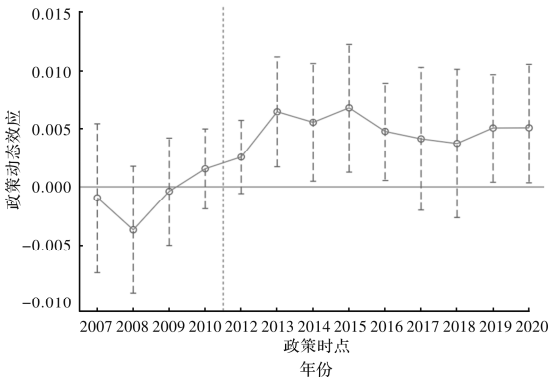


图 1 绿色信贷政策的年度动态效应

2. 基准回归结果及分析

基于模型(1),进行绿色信贷政策对企业创新活动投入的基准回归,结果见表 4。

从表 4 可以看出,(1)-(3)列交互项  $treat \times post$  的系数分别在 5%、10% 和 5% 的水平上显著为正,引入固定效应后,其系数仍显著但有所降低,再加入控制变量后,其系数从 0.005 3 增加到 0.005 6,即绿色信贷政策实施后,信贷限制企业的无形资产比率增加 0.56%。(4)-(6)列是把无形资产净额作为被解释变量进行基准回归的结果,作为对比,三列交互项的系数也均显著为正。综上所述,都表明《绿色信贷指引》政策显著促进了信贷限制企业的创新活动投入。

重点分析第(3)列控制变量的回归结果。第一,企业年龄显著促进了信贷限制企业的创新活动。第二,员工人数对信贷限制企业的创新活动产生促进作用。分析的主要原因可能是,公司人力资源的数量多少直接体现着公司吸纳知识的实力,因此,公司高素质人员比例越多,那么公司创造力就更强,也更容易接受外来知识,参与更多的创新活动<sup>[25]</sup>。第三,总资产收益率反而显著抑制了信贷限制企业的创新活动投入。可能的原因是,总资产收益率作为企业绩效的衡量,绿色信贷政策会明显抑制信贷限制企业的绩效提高,因而虽然企业绩效在下降,但是信贷限制企业为了成功转型,反而促进了企业创新。第四,现金流对信贷限制企业创新活

动产生了显著促进作用。现金流反映了公司的还款能力,其越大表示着公司业务活动中形成的净现金流量以及支付全部欠款的能力越强,从而有更多的资金用来投入企业创新活动。其他控制变量均

未显著影响企业创新活动投入。

3. 稳健性检验

稳健性检验主要采用了四种方法,前三种方法的检验结果见表 5。

表 4 绿色信贷政策对企业创新活动的影响分析

变量	Inar			lnInan		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat × post</i>	0.006 0 ** (0.002 9)	0.005 3 * (0.002 8)	0.005 6 ** (0.002 8)	0.526 9 *** (0.053 9)	0.097 4 ** (0.038 7)	0.178 4 *** (0.031 4)
<i>lnSize</i>			-0.003 1 (0.002 0)			0.391 1 *** (0.026 1)
<i>lnAge</i>			0.017 4 *** (0.004 9)			0.089 6 (0.059 3)
<i>lnNumuk</i>			0.004 6 *** (0.001 7)			0.092 5 *** (0.018 3)
<i>ROA</i>			-0.041 5 *** (0.010 0)			-0.588 5 *** (0.095 1)
<i>lnTobinQ</i>			-0.002 0 (0.003 1)			0.024 6 (0.032 4)
<i>Lev</i>			0.005 1 (0.007 0)			0.079 1 (0.073 3)
<i>Intensity</i>			0.000 2 (0.000 4)			-0.001 3 (0.004 6)
<i>Growth</i>			-0.000 1 (0.000 6)			-0.000 3 (0.006 7)
<i>Cash</i>			0.024 1 *** (0.005 9)			0.080 0 (0.067 6)
<i>Top10</i>			0.007 8 (0.006 8)			0.141 4 (0.096 5)
<i>Constant</i>	0.048 1 *** (0.001 6)	0.048 2 *** (0.000 6)	0.030 1 (0.040 7)	1.015 5 *** (0.025 9)	1.108 6 *** (0.008 4)	-8.726 5 *** (0.547 5)
<i>Industry</i>	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
<i>Year</i>	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
<i>N</i>	17 892	17 892	17 892	17 892	17 892	17 892
<i>R-squared</i>	0.001 6	0.686 4	0.690 9	0.041 5	0.806 3	0.862 4

注:用 Control 表示控制变量,FE 表示固定效应,各列回归结果说明:第(1) - (3)列为无形资产比率 Inar 基准回归结果,其中第(1)列不添加 Control 和 FE,第(2)列仅加入 FE,第(3)列加入 FE 和所有 Control;第(4) - (6)列为无形资产净额 lnInan 基准回归结果,各列内容同上。

表 5 三种方法的稳健性检验

变量	(1)更换回归方法	(2)重新划分行业类别	(3)更换被解释变量
	Inar	Inar	Uapply
<i>treat × post</i>	0.005 1 *** (0.001 2)	0.005 0 ** (0.002 6)	0.107 4 * (0.055 5)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 892	17 892	10 989
<i>R-squared</i>	0.680 6	0.690 9	0.767 0

注:Control 表示是否添加控制变量。下同。

第一,选择 Tobit 模型对基准回归结果进行稳健性检验。如图 2 所示,被解释变量无形资产比率  $\ln ar$  的最小值为 0,并且存在着显著的截尾特性。为此,进行 Tobit 回归,如表 5 第(1)列所示,其交乘项  $treat \times post$  的系数在 1% 的水平上显著为正,与基准回归的结论一致。

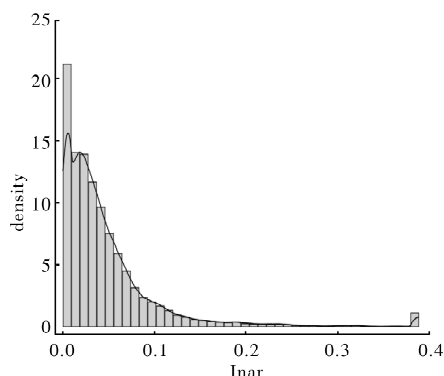


图2 变量  $\ln ar$  的直方图和密度曲线

第二,表 1 中绿色信贷限制行业主要包含了重污染行业,实际上酒、饮料和精制茶制造业(C15),纺织业(C17),纺织服装、服饰业(C18),皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业(C19),造纸及纸制品业(C22)这 5 类也属于污染程度较高的行业<sup>[26]</sup>,也会受到绿色信贷政策一定的约束。因此,若本文所研究企业属于这 5 类行业,则也将其确认为绿色信贷限制行业,即扩大了对绿色信贷限制行业的确认范畴。表 5 第(2)列展示了在重新划分行业类别后的回归结果,其中交乘项  $treat \times post$  的系数在 5% 的水平上显著为正,这同样证实了基准回归的结论。

第三,有不少学者使用专利申请数据作为企业创新活动的度量指标<sup>[27-28]</sup>,结合信贷限制企业的专利申请更偏向于实用性,因此本文使用专利申请数据中的实用新型申请数量作为被解释变量,重新进行基准回归以检验稳健性。为消除实用新型申请数量的右偏分布问题和极端值影响,本文将其加 1 后取自然对数。表 5 第(3)列展示了更换被解释变量的回归结果,其中交乘项  $treat \times post$  的系数在 10% 的水平显著为正,再次证实了基准回归的结论。

第四,考虑到可能出现的遗漏变量问题,选取“反事实”的安慰剂检验分析,也就是检验绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响,究竟源自于《绿色信贷指引》这一政策,还是来自于不可预测因素的影响。因此,为了避免与绿色信贷政策有关的遗漏变量影响模型的预测结果,在本文中随机设置了

1 000 次重复的安慰剂实验,并作出这 1 000 次估计绿色信贷政策对企业创新活动投入影响的安慰剂  $t$  值分布图(图 3)。图 3 所展示的 1 000 次  $t$  值随机分布近乎以 0 为中心,表明随机设定绿色信贷政策的实施对企业创新活动几乎没有影响。此外,绿色信贷政策对信贷限制企业创新活动的影响系数对应  $t$  值为 2.03(图 3 虚线处),而 1 000 次安慰剂试验中仅有极少数回归的  $t$  值大于真实回归系数的  $t$  值,这说明绿色信贷政策的作用是比较稳健的,的确显著促进了绿色信贷限制企业创新活动的提高。

综上所述,本文 DID 方法下的估计结果有较强的稳健性。

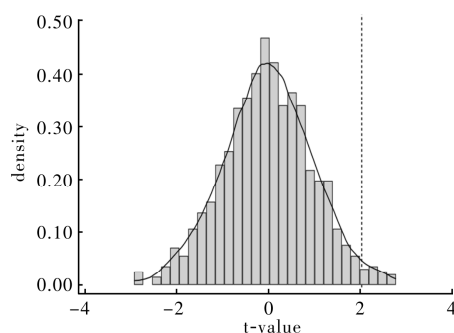


图3 安慰剂检验(1 000 次)

#### 4. 异质性分析

经过基准回归分析和稳健性检验,研究显示绿色信贷政策的实施的确显著促进了信贷限制企业的创新活动投入。而对于不同微观特征的企业,这种促进作用会不会有所差异呢?为了探讨这个问题,本文将从不同企业地域和性质两个方面展开异质性分析。

在企业地域差异方面,按照我国对三大经济带的划分,把我国内地 31 个省份、直辖市和自治区划分为东部沿海地区、中部地区和西部地区。采用分样本回归的方法,设定东部沿海地区(*East*)、中部地区(*Mid*)和西部地区(*West*)3 个子样本,分别进行基准模型的回归。

表 6 第(1) - (3)列汇报了企业地域异质性回归结果。其中,西部地区的交互项系数在 10% 显著性水平上显著为正,而中部和东部地区的系数为正但并不显著。据此判断,绿色信贷政策实施后,西部信贷限制企业创新活动投入高于中东部。分析可能的原因是,西部地区由于经济社会整体发展水平较低,投资渠道较少,对重污染企业所获得的绿色贷款资金约束强度较大,因此企业具有更强的

发展创新动能,更需要通过增加技术创新活动投入促进向绿色企业的转化,所以绿色信贷政策对西部信贷限制企业创新活动的拉动效应也比较突出。

在企业股权性质差异方面,也同样使用分样本回归的方法,设定国企(Soe)、非国企(Nsoe)2个子

样本,分别进行基准回归。表6第(4)–(5)列汇报了企业性质异质性回归结果。可以看出,国有企业的交互项系数为正但不显著,非国有企业在10%显著性水平上系数为正而且显著。据此判断,绿色信贷政策更能推动非国企的创新活动投入,对国企并无明显的正向促进作用。

表6 异质性分析一览表

变量	企业地域异质性			企业性质异质性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	East	Mid	West	Soe	Nsoe
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.002 1 (0.002 9)	0.007 3 (0.004 9)	0.012 2* (0.006 9)	-0.000 5 (0.003 8)	0.013 7*** (0.005 2)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	11 214	3 906	2 772	11 018	6 874
<i>R-squared</i>	0.688 4	0.728 5	0.637 3	0.736 0	0.610 3

## 5. 作用机制分析

通过以上分析,可以发现绿色信贷政策能够显著提高上市企业的创新活动投入,那么这其中的作用机制又是什么呢? 创新研发活动具有典型的风险大、不确定性强的特点,企业受到的融资约束越大时,越难以吸引到外界融资投资,从而造成创新投入资金不足,也就越难以开展企业创新活动。相关文献也证实融资约束与企业创新存在显著的负相关关系<sup>[29]</sup>。绿色信贷政策可通过实现在不同类型行业之间的资本配置功能,从而降低企业对环境污染项目的投入,带动社会资本更多流入绿色工业和环境友好类制造过程,并以此减少企业可能受到的融资约束,促进企业从合法的金融机构取得融资支持,以便用于研发活动,从而提高企业创新活动的投入。因此,融资约束可能在绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响中起到了一定的中介作用,但是这种作用到底显不显著呢? 基于此,本文运用中介效应检验方法<sup>[30]</sup>,联合模型(1)构建如下中介效应模型:

$$Fcons_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} \times post_{it} + \alpha_j \sum_{j=2} Control_{it} + (2)$$

$$Industry_i + Year_t + \varepsilon_{it}$$

$$Inar_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 treat_{it} \times post_{it} + \gamma_2 Fcons_{it} + (3)$$

$$\gamma_j \sum_{j=2} Control_{it} + Industry_i + Year_t + \varepsilon_{it}$$

式中: $Fcons_{it}$ 表示企业融资约束,其他变量与模型

(1)相同。模型(1)和模型(2)、模型(3)同时构成中介效应模型。

为克服财务指标对企业融资约束产生的间接影响,大多数学者一般采用KZ指数、WW指数、SA指数这三种多变量指数作为融资约束的衡量指标<sup>[31]</sup>。本文选择SA指数作为融资约束的代理变量,计算公式如下:

$$SA = -0.737 \ln\_Size + 0.043 \ln\_Size^2 - 0.04 \ln\_Age \quad (4)$$

针对上述模型,检验步骤具体如下。

首先,用绿色信贷政策对企业创新活动投入进行直接回归,即基准回归。若 $\beta_1$ 显著为正,可进行下一步检验;若不显著,表明失去了中介效应的前提,终止操作。由模型(1)的基准回归结果可知 $\beta_1$ 显著为正,可以进行下一步检验,并且这时 $\beta_1$ 表示绿色信贷政策影响企业创新活动投入的总效应。

其次,用绿色信贷政策对融资约束进行回归,观察 $\alpha_1$ 是否显著。

最后,把绿色信贷政策交互项和融资约束同时当作解释变量对企业创新活动投入进行回归。若 $\alpha_1$ 、 $\gamma_1$ 和 $\gamma_2$ 都显著,则表示融资约束具有部分中介效应;若 $\alpha_1$ 和 $\gamma_2$ 显著而 $\gamma_1$ 不显著,则为完全中介效应;若 $\alpha_1$ 和 $\gamma_2$ 中至少有一个不显著,则无法验证中介效应存在与否,可以运用Sobel检验法验证。若存在中介效应,则假设4成立,反之不成立。



表 7 汇报了绿色信贷政策对企业创新活动影响作用机制的中介效应检验结果。从表 7 可知, $\gamma_1$  显著,但是  $\alpha_1$  和  $\gamma_2$  都不显著,根据上述步骤可知此方法无法检测出中介效应,应该运用 Sobel 检验法验证。

表 7 企业创新活动投入的中介效应检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	<i>Inar</i>	<i>Fcons</i>	<i>Inar</i>
<i>treat</i> $\times$ <i>post</i>	0.005 6 ** (0.002 8)	-0.002 5 (0.001 8)	0.005 5 ** (0.002 8)
<i>Fcons</i>	-	-	-0.032 6 (0.038 5)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	17 892	17 892	17 892
<i>R-squared</i>	0.690 9	0.994 7	0.691 1

因此,利用 stata 中的 segmediation 命令实现中介效应的 Sobel 检验。如表 8 所示,中介效应的 Sobel 检验  $P < 0.05$ ,说明存在中介效应,并且中介效应在总效应中占比 1.44% ( $0.000\ 08/0.005\ 59 = 0.014\ 4$ )。综上所述,融资约束在绿色信贷政策对企业创新活动的影响中起到显著的部分中介作用,并且由  $a$  和  $b$  值都显著为负可知,绿色信贷政策在一定程度上能够显著缓解企业面临的外部融资约束,而外部融资约束的缓解有利于企业创新活动的进行。

表 8 企业创新活动投入的 Sobel 检验结果

变量	<i>Coef</i>	<i>Std Err</i>	<i>Z</i>	$P >  Z $
<i>Sobel</i>	0.000 08	0.000 04	2.032	0.042
<i>a coefficient</i>	-0.002 46	0.000 73	-3.363	0.001
<i>b coefficient</i>	-0.032 63	0.012 79	-2.551	0.011
<i>Indirect effect</i>	0.000 08	0.000 04	2.032	0.042
<i>Direct effect</i>	0.005 52	0.001 21	4.568	0.000
<i>Total effect</i>	0.005 59	0.001 21	4.635	0.000

五、结论与政策启示

1. 主要结论

围绕波特效应,从微观的信贷限制企业角度入手,选取我国 2007—2020 年 A 股上市企业面板数据作为研究样本,重点探讨了绿色信贷政策对企业创

新活动投入的影响,进而对企业地区和股权性质两方面进行了异质性分析,并以融资约束为切入点,构建了“绿色信贷政策—融资约束—企业创新活动投入”的中介效应检验模型,讨论了绿色信贷政策是通过何种路径对企业创新活动投入产生影响的。

(1)本文使用无形资产比率来衡量企业创新活动投入指标,研究发现绿色信贷政策能够显著促进信贷限制企业的创新活动投入,为检验“波特假说”提供了中国经验证据。

(2)绿色信贷政策的实施对西部和非国有企业的创新活动投入提升更为显著,可能原因是西部地区由于经济社会整体发展水平较低,投资渠道较少,绿色信贷政策迫使企业激发更强的发展创新动能,并通过增加技术创新活动投入促进其向绿色企业转化;而非国有企业较少得到政府参与经营或资金帮助,因而加大创新活动投入的动力更为强劲。

(3)融资约束在绿色信贷政策和企业创新活动投入的关系中发挥显著的部分中介作用,即绿色信贷政策对企业创新活动投入的部分影响是通过缓解企业外部融资约束来实现的。

2. 政策启示

(1)从政策角度看,我国政府有必要合理加大对绿色信贷政策的执行力度,对西部和非国有企业的金融贷款给予更多支持,逐步设立国家绿色信贷政策有效评价体系,既能倒逼中小企业积极求突破、追技术创新,又能有效促进企业创新活动投入和行业转型升级。

(2)从商业银行角度来看,应当构建更适合于绿色贷款人特征的信贷管理机制,从严把控贷款门槛和评级机制,加强绿色贷款创新,发展多样化的绿色信贷产品,既要克服绿色公司在绿色贷款方面的问题,也要增加重污染公司获得贷款资源的门槛与成本,以激发相关公司转型升级的意愿,从而助力其绿色发展。

(3)从公司的角度看,企业应该主动对接国家绿色信贷创新政策,并完善企业的绿色管理,以充分发挥自主创新动力。尤其是对于信贷限制企业来说,不但要增强其自我治理环境的主动性,以转变经营高污染高耗能产品的传统方式,更要在国家绿色信贷政策的倒逼与鼓励下用创新促进转型,以实现整个国家经济社会的可持续发展。

需要说明的是,本研究也存在一定的局限性:一是分组依据。因为没有比较详细全面的公司污染物排放量数据和公司绿色信用统计信息等,因此无法完全排除控制组中可能会出现未被观察到、但环境污染程度较高的公司,也受到绿色信贷政策影响。二是同期的环境政策影响。虽然本文已经进行了一些稳健性检验,但确实还没法充分消除同期环境相关政策的影响。因此,还需要更多相关研究学者挖掘微观数据和改进识别策略,以更为准确地评估绿色信贷政策对企业创新活动投入的影响效应。

### 参考文献

- [1] 陈琪,张广宇.绿色信贷对企业债务融资的影响研究——来自重污染企业的经验数据[J].财会通讯,2019(8):36-40.
- [2] REQUATE T. Timing and commitment of environmental policy, adoption of new technology, and repercussions on R&D[J]. Environmental and Resource Economics, 2005(31):175-199.
- [3] HAMAMOTO M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J]. Resource and Energy Economics, 2006(28):299-312.
- [4] WANG Y, SUN XI, GUO XU. Environmental regulation and green productivity growth: empirical evidence on the porter hypothesis from OECD industrial sectors[J]. Energy Policy, 2019(132):611-619.
- [5] 王班班,齐绍洲.市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J].中国工业经济,2016(6):91-108.
- [6] 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.
- [7] CHINTRAKARN P. Environmental regulation and U. S. states' technical inefficiency[J]. Economics Letters, 2008(100):363-365.
- [8] 张根文,邱硕,张王飞.强化环境规制影响企业研发创新吗——基于新《环境保护法》实施的实证分析[J].广东财经大学学报,2018,33(6):80-88,101.
- [9] 蒋伏心,王竹君,白俊红.环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J].中国工业经济,2013(7):44-55.
- [10] 陈晓,李美玲,张壮壮.环境规制、政府补助与绿色技术创新——基于中介效应模型的实证研究[J].工业技术经济,2019,38(9):18-25.
- [11] 彭文斌,程芳芳,路江林.环境规制对省域绿色创新效率的门槛效应研究[J].南方经济,2017(9):73-84.
- [12] 丁杰.绿色信贷政策、信贷资源配置与企业策略性反应[J].经济评论,2019(4):62-75.
- [13] 孙焱林,施博书.绿色信贷政策对企业创新的影响——基于PSM-DID模型的实证研究[J].生态经济,2019,35(7):87-91,160.
- [14] HORBACH J. Determinants of environmental innovation: new evidence from German panel data sources[J]. Research Policy, 2008, 37(1):163-173.
- [15] AGHION P, DECHEZLEPRÉTRE A, HÉMOUS D, et al. Carbon taxes, path dependency, and directed technical change: evidence from the auto industry[J]. Journal of Political Economy, 2016(124):1-51.
- [16] FEENSTRA R, LI Z, YU M. Exports and credit constraints under incomplete information: theory and evidence from China[J]. Review of Economics and Statistics, 2014(96):729-744.
- [17] 黎文靖,郑曼妮.实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究,2016,51(4):60-73.
- [18] 刘强,王伟楠,陈恒宇.《绿色信贷指引》实施对重污染企业创新绩效的影响研究[J].科研管理,2020,41(11):100-112.
- [19] 鞠晓生.中国上市企业创新投资的融资来源与平滑机制[J].世界经济,2013,36(4):138-159.
- [20] 钱雪松,方胜.担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J].经济研究,2017,52(5):146-160.
- [21] 湛仁俊,肖庆兰,兰受卿,等.中央环保督察能否提升企业绩效?——以上市工业企业为例[J].经济评论,2019(5):36-49.
- [22] 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.
- [23] BU M, QIAO Z, LIU B. Voluntary environmental regulation and firm innovation in China[J]. Economic Modelling, 2020(89):10-18.
- [24] MOSER P, VOENA A. Compulsory licensing: evidence from the trading with the enemy act[J]. American Economic Review, 2012, 102(1):396-427.
- [25] AYYAGARI M, DEMIRGUC-KUNT A, MAKSIMOVIC V. Firm innovation in emerging markets: the role of finance, governance, and competition[J]. Journal of Financial and

- Quantitative Analysis, 2011(46): 1545 – 1580.
- [26] 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.
- [27] CORNAGGIA J, MAO Y, TIAN X, et al. Does banking competition affect innovation? [J]. Journal of Financial Economics, 2015(115): 189 – 209.
- [28] 杨柳勇,张泽野. 绿色信贷政策对企业绿色创新的影响[J/OL]. [2021 – 12 – 04]. 科学学研究, tps://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20210817.001.
- [29] AGHION P, ASKENAZY P, BERMAN N, et al. Credit constraints and the cyclicalities of R&D investment: evidence from france[J]. Journal of the European Economic Association, 2012(10): 1001 – 1024.
- [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] 苗苗,苏远东,朱曦,等. 环境规制对企业技术创新的影响——基于融资约束的中介效应检验[J]. 软科学, 2019,33(12):100 – 107.

## Research on the Impact of Green Credit Policy on Enterprise Innovation Activity Investment ——An empirical analysis based on the panel data of A-share listed companies from 2007 to 2020

*LI Liang-bing, JIA Jing*

(School of Big Data and Statistics, Anhui University, Hefei 230601, China)

**Abstract:** The green credit policy, which essentially regulates the environment, is one of the major measures to achieve green and high-quality development. Based on the Porter effect and the panel data of A-share listed companies from 2007 to 2020, this paper examines the impact of the Chinese government's green credit policy on the investment of listed companies in innovation activities by focusing on the exogenous impact of the policy of Green Credit Guidelines and using the difference-in-differences model (DID). The research results show that the green credit policy has evidently increased the investment in innovation activities of credit-constrained enterprises. The investment in the innovation activities by the credit-constrained enterprises in the west is much higher than that in the central and eastern regions, and the investment in the innovation activities by non-state-owned enterprises can be better positioned to benefit from the green credit policy than that by state-owned enterprises. In addition, a further mechanism test also reveals that financing constraints play an intermediary role significantly in the impact of green credit policies on corporate innovative investment. Namely, green credit policies promote the investment in enterprise innovation activities by alleviating financing constraints.

**Key words:** green credit; investment in enterprise innovation activities; difference-in-difference model; intermediary effect

【编辑 吴晓利】