

绿色信贷、政府补助与企业绿色创新

——基于中国上市公司面板数据

赵士岩¹, 周敏²

¹上海工程技术大学管理学院, 上海

²宜宾学院经济与管理学部, 四川 宜宾

收稿日期: 2023年8月15日; 录用日期: 2023年10月11日; 发布日期: 2023年10月20日

摘要

本文以2012年《绿色信贷指引》实施构造准自然实验, 选取2010~2019年中国沪深A股上市企业作为研究样本, 运用双重差分法检验绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的影响以及政府补助在其中的调节作用。研究发现: 绿色信贷政策对重污染企业绿色创新具有显著的抑制作用; 政府补助在绿色信贷政策与重污染企业绿色创新之间起正向调节作用, 以上研究结论在进行PSM-DID检验、控制相似政策冲击检验等一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析表明, 绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的影响会因产权性质和绿色专利类型而不同。本文从企业绿色创新的视角研究了绿色信贷政策的微观效果, 为后续绿色信贷政策的实施提供了相应启示。

关键词

绿色信贷政策, 企业绿色创新, 政府补助, 双重差分法

Green Credit, Government Subsidies and Enterprise Green Innovation

—Based on the Panel Data of Chinese Listed Companies

Shiyan Zhao¹, Min Zhou²

¹School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

²School of Economics and Management, Yibin University, Yibin Sichuan

Received: Aug. 15th, 2023; accepted: Oct. 11th, 2023; published: Oct. 20th, 2023

Abstract

This paper takes the quasi-natural experiment of the implementation of the Green Credit Guide-

文章引用: 赵士岩, 周敏. 绿色信贷、政府补助与企业绿色创新[J]. 运筹与模糊学, 2023, 13(5): 5215-5230.

DOI: 10.12677/orf.2023.135523

lines in 2012, selects the listed enterprises in Shanghai and Shenzhen in 2010~2019 as the research sample, and tests the impact of green credit policy on the green innovation of heavily polluting enterprises and the regulating role of government subsidies in it. It is found that: green credit policy has a significant inhibitory effect on the green innovation of heavy polluting enterprises; government subsidies play a positive role in regulating the green credit policy and the green innovation of heavy polluting enterprises. The above research conclusions are still established after a series of stability tests such as PSM-DID test and impact test of similar policies. Heterogeneity analysis shows that the impact of green credit policy on green innovation of heavily polluting enterprises will vary according to the nature of property rights and the type of green patents. This paper studies the micro effect of green credit policy from the perspective of enterprise green innovation, and provides corresponding inspiration for the subsequent promotion of green credit policy.

Keywords

Green Credit Policy, Enterprise Green Innovation, Government Subsidy, Double Difference Method

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

近年来,环境问题越来越严重,积极应对气候变化已成为全球共识。党的二十大明确指出,坚持绿水青山就是金山银山的理念。其中,绿色创新作为以推动绿色技术发展和改善生态环境为目标的技术创新活动,通过助力绿色、低碳、循环生产体系的构建,能够有效协调经济增长与环境保护之间的关系,进而被认为是推进企业绿色发展的重要途径[1]。然而,由于绿色创新具有外部性强以及风险大等特点,企业很少会进行绿色创新。因此,如何更好的促进企业进行绿色创新是一项亟待解决的问题。

2012年2月24日,原银监会下发的《绿色信贷指引》(以下称为《指引》)具有代表性,被视为现行中国绿色信贷制度体系的纲领性文件。《指引》要求银行业金融机构设立能源和环境准入条件。政府补助是政府为微观经济主体提供的无偿转移支付。绿色信贷政策通过金融机构考核约束,限制污染企业获取银行信贷支持,这种资金约束可能会使污染企业由于资金短缺而停止绿色创新。在这种情况下,政府补助能够帮助受限企业在绿色信贷制度约束下突破资金门槛,从而正向调节绿色信贷政策对企业创新转型的促进效应。

对绿色信贷政策方面的研究主要有:绿色信贷政策对重污染企业的投资不足和过度投资均会产生抑制作用[2]。绿色信贷政策导致“两高”行业企业年度银行贷款增长率降为负数[3]。还有学者从商业银行如何经营绿色信贷[4]、绿色信贷提升商业银行核心竞争力[5]等方面进行了研究。然而,现有文献主要关注《指引》在信贷资源配置方面的落实情况[6][7],很少以企业绿色创新的视角来对该项政策的效果进行评估。理论上,《指引》作为一项环境规制工具,会对重污染企业的绿色创新产生影响[8][9][10],基于此,本文以2012年《绿色信贷指引》的发布作为准自然实验,运用双重差分法来考察绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的影响以及政府补助在绿色信贷政策效应中所发挥的作用。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 绿色信贷政策与企业绿色创新

绿色创新主要是指以推动节能减排、清洁生产、可再生能源使用等绿色技术发展为目标创新活动

[11]。由于绿色创新具有周期长以及风险大等特点,这就使得企业在开展绿色创新活动时需要长期稳定的资金支持[12]。但是,由于创新过程中的信息不对称以及创新项目的难抵押,企业绿色创新往往面临较强的信贷约束[13]。大部分学者认为信贷约束的加剧会抑制重污染企业绿色创新。如重污染企业技术创新下降主要是由于绿色信贷政策导致的遵循成本效应以及信贷约束效应[14]。同时,绿色信贷政策主要通过抑制企业的长期借款对上市公司绿色创新行为产生负向影响[15]。而有部分学者认为绿色信贷政策显著增加了重污染企业的绿色创新产出[16][17]。同时,一项基于美国和中国的企业数据证实绿色信贷显著促进了企业绿色技术研发[18][19]。

重污染企业是环境风险的主要来源,同时在《指引》的影响下,其外部信贷环境也会相应的发生变化,而这种变化可能会进一步抑制企业绿色创新。一方面,银行业金融机构会严格控制信贷业务中的环境风险,这样可能会减少对重污染企业的信贷投放,从而导致重污染企业的绿色创新项目得不到绿色信贷资金的支持。因此,《指引》的实施会使得重污染企业由于无法获取足够的资金而限制对绿色创新项目的投入。

另一方面,《指引》的实施会对重污染企业的信贷融资起到限制作用,从而导致重污染企业的经营风险增大。基于此,本文提出以下研究假设:

H1: 绿色信贷政策会抑制重污染企业绿色创新。

2.2. 政府补助的调节作用

政府补助作为地方政府对微观企业的无偿资金转移,能够直接增进企业收益并改善企业资金[20]。如果政府在一定程度上对重污染企业进行资助,一方面可以替代债务融资为重污染企业提供资金补充,帮助重污染企业解决资金不足的问题。另一方面也能向重污染企业利益相关者传递政府认可的信号,从而削弱由于债务融资限制导致的股权等其他融资渠道的融资约束效应,进一步缓解绿色信贷政策冲击下重污染企业的生存压力,正向调节绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的积极效应。

在政府对重污染企业进行补助时,重污染企业的短期寻租活动可能会影响绿色信贷政策的实施效果。研究表明,政府补助会受到地方政府官员与企业间寻租活动以及双向贿赂的影响[21]。当污染企业可以通过寻租活动来获得政府补助时,将会激发企业的投机心理,促使企业将更多精力和资源配置到补助获取的寻租活动上,削弱企业改进生产技术、实现创新转型的创新补偿动机[22]。

但是由于重污染企业很难通过短期寻租活动来应对长期环境政策导向所带来的挑战,从而导致重污染企业会更多将政府补助作为绿色创新项目的资金补充,提升其在绿色信贷政策框架下的生存和适应能力。因此,本文提出如下假设:

H2: 政府补助在绿色信贷政策与重污染企业绿色创新之间起正向调节作用。

3. 研究设计

3.1. 样本选择与数据来源

绿色信贷政策的颁布是在2012年2月份,因此本文选取2010年~2019年沪深两市A股上市的企业数据为研究样本。依据2008年环保部印发的《上市公司环保核查行业分类管理名录》划分标准,将火电、钢铁等14个行业的上市公司归类为重污染行业企业,本文将重污染行业企业作为实验组,其他行业企业作为控制组。为了确保数据的稳定性和有效性,对样本作如下处理:1)剔除*ST、ST公司;2)剔除金融行业公司;3)剔除数据缺失公司;4)为避免极端值的作用,对所有连续变量都经过前后1%的缩尾处理,最终获得了440家样本公司共计4400条观测值。本文研究数据主要从国泰安(CSMAR)数据库获得,企业绿色创新数据来自于中国国家知识产权局(CNIPA)。

3.2. 变量测量与说明

企业绿色创新(GTI)是本文的被解释变量。关于企业绿色创新的测度主要有工业排放法和单位能源销售收入法。但这些方法主观性较强,本文参考 Bai [23]等的研究方法,采用企业绿色专利申请量加 1 取自然对数来对企业绿色创新进行衡量。

主要解释变量为 $treat \times post$, 即分组虚拟变量($treat$)与分期虚拟变量($post$)的交互项,其交互项系数表示企业绿色创新在绿色信贷政策冲击前后的平均差异。若样本是重污染企业,则 $treat = 1$, 否则 $treat = 0$ 。依据《上市公司环保核查行业分类管理名录》来确定重污染企业。《指引》出台的时间是 2012 年 2 月 24 日,因此,若样本年份在 2012 年以及 2012 年之后,则 $post = 1$, 否则 $post = 0$ 。

政府补助(Sub)是本文的调节变量。本文借鉴徐维祥等[24]的方法,用政府补贴金额加 1 取自然对数来衡量政府补助金额的大小。

控制变量(Controls)。参考相关文献,本文将如下变量作为控制变量: 1) 企业规模(size), 利用总资产的自然对数来测量; 2) 资产负债率(Lev), 参考宋玉等[25]的做法, 采用总负债除以总资产来测量; 3) 企业年龄(age), 采用 age 对应年份数据减去企业注册时间取自然对数来测量; 4) 销售利润率(Ros), 参考倪恒旺等[26]的做法, 采用营业利润除以营业总收入来测量; 5) 托宾 Q (TobinQ); 6) 营业收入增长率(Growth), 采用营业收入增长额除以上年营业收入总额来测量。此外, 本文还对个体虚拟变量(Firm)和时间虚拟变量(Year)进行了控制, 各变量的测度方法如下表 1 所示。

Table 1. Summary table of definitions for the primary variables

表 1. 主要变量定义汇总表

变量类型	变量符号	变量测量	
被解释变量	GTI	当年绿色专利申请量加 1 取自然对数	
解释变量	treat	若企业为实验组, 则 $treat = 1$, 否则 $treat = 0$	
	post	若样本观测值属于 2012 年及以后, 则 $post = 1$, 否则 $post = 0$	
调节变量	Sub	政府补助金额加 1 取自然对数	
	Size	总资产的自然对数	
	Lev	总负债/总资产	
	age	age 对应年份的数据减去企业第一次注册的时间取自然对数	
	控制变量	Ros	营业利润/营业总收入
		Growth	(营业收入增长额/上年营业收入总额) $\times 100\%$
TobinQ		(流通市值 + 非流通面值)/(总资产 - 无形资产净额 - 商誉净额)	
Firm		企业虚拟变量, 对应企业为 1, 否则是 0	
	Year	时间虚拟变量, 对应的年份为 1, 否则是 0	

3.3. 模型构建

为有效缓解内生性、遗漏变量等问题, 本文借鉴苏冬蔚等[27]的研究思路, 通过构建双重差分模型来分析《指引》对重污染企业绿色创新的影响, 具体模型如下所示:

$$GTI_{i,t} = a_0 + b_1 treat_i + b_2 post_t + b_3 treat_i \times post_t + b_4 X_{i,t} + u_i + n_t + e_{i,t} \quad (1)$$

其中, 下标 i 表示企业, 下标 t 表示年份。GTI 表示企业绿色创新, $treat$ 表示是否为重污染企业, 若 $treat$ 取 1, 则为重污染企业, $treat$ 取 0 为其他企业。 $post$ 表示《指引》的出台, 根据《绿色信贷指引》颁布和实施时间, 2012 年及以后取值为 1, 反之取值为 0。 $X_{i,t}$ 表示控制变量, u_i 表示企业固定效应, n_t

表示年份固定效应, ε 表示误差项。本文重点关注的参数是 β_3 , 其反映了绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的具体影响。

为检验假设 H2, 在模型(1)基础上加入政府补助(Sub)变量, 构建模型如下所示:

$$GTI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 treat_i + \beta_2 post_t + \beta_3 treat_i \times post_t + \beta_4 Sub_i + \beta_5 Sub_i \times treat_i + \beta_6 Sub_i \times post_t + \beta_7 treat_i \times post_t \times Sub_i + \beta_8 X_{i,t} + u_i + n_t + e_{i,t} \quad (2)$$

本文重点关注的参数是 β_7 , 其反映了政府补助在绿色信贷政策与重污染企业绿色创新之间的具体调节作用。

表 2 是各变量的描述性统计结果。企业绿色创新 GTI 的均值为 0.301, 标准差为 0.672, 最大值为 3.466, 最小值为 0, 说明各企业间绿色创新存在明显差异, 且绿色创新整体水平偏低。 $treat$ 的均值为 0.841, 表明实验组个体所占比例为 84.1%。政策虚拟变量 $post$ 的均值为 0.800, 说明在政策实施后样本比例为 80%。VIF 的最大值为 2.38, 最小值为 1.13, 远小于 10, 说明不存在多重共线性问题。

Table 2. Descriptive statistics

表 2. 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
GTI	4400	0.301	0.672	0	3.466
treat	4400	0.841	0.366	0	1
post	4400	0.800	0.400	0	1
Sub	4400	16.34	1.433	12.42	19.61
Growth	4400	0.146	0.230	-0.331	1.123
Lev	4400	0.416	0.177	0.0742	0.801
Ros	4400	0.0739	0.0956	-0.340	0.392
size	4400	22.11	1.018	20.19	24.99
age	4400	2.234	0.662	0	3.178
TobinQ	4400	0.409	0.825	0	4.092

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归分析

如表 3 所示, 第(1)列和第(2)列是绿色信贷政策影响企业绿色创新的全样本回归结果。结果显示 $treat \times post$ 的回归系数在 1% 的水平下显著为负, 说明绿色信贷政策对重污染企业绿色创新具有显著的抑制作用, H1 得到验证。导致这一结果的可能原因是虽然绿色信贷政策要求银行加大对绿色项目的信贷投入, 但是由于绿色项目的投入成本高, 银行缺乏开展绿色信贷的意愿, 这将使得重污染企业的绿色创新没有足够的资金支持, 最终会导致重污染企业不会进行绿色创新。第(3)列和第(4)列是政府补助在绿色信贷政策与企业绿色创新之间的调节作用估计结果。结果显示 $Sub \times treat \times post$ 的交互项系数显著为正, 表明政府补助在绿色信贷政策与重污染企业绿色创新之间起正向调节作用。一方面原因是在绿色信贷政策框架下, 地方政府可能受就业等因素影响会对重污染企业提供更多的补助作为绿色信贷约束的替代, 一定程度上削弱了绿色信贷政策约束下重污染企业进行绿色创新的意愿。另一方面在持续常态化的绿色信贷政策环境下, 重污染企业进行高度不确定的绿色创新活动可能会导致资金严重短缺, 甚至面临破产的风险, 而政府补助可以弥补重污染企业的资金缺口。

Table 3. Results of the benchmark regression analysis
表 3. 基准回归分析结果

变量	GTI			
	(1)	(2)	(3)	(4)
treat × post	-0.189*** (0.0335)	-0.182*** (0.0391)	-1.081*** (0.384)	-0.802* (0.416)
Sub × treat			-0.0729*** (0.0270)	-0.0514* (0.0289)
Sub × treat × post			0.0637*** (0.0236)	0.0536** (0.0258)
Sub × post			-0.00988*** (0.00355)	-0.0163*** (0.00459)
Sub			0.0895*** (0.0160)	0.0724*** (0.0170)
Growth		0.0135** (0.0556)		0.124** (0.0558)
Lev		0.0347 (0.0740)		0.0740 (0.0755)
Ros		-0.211 (0.129)		-0.114 (0.129)
size		0.0578*** (0.0137)		0.0199 (0.0158)
age		-0.0583*** (0.0166)		-0.0527*** (0.0165)
TobinQ		0.0543*** (0.0156)		0.0465*** (0.0159)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	4400	4400	4400	4400
调整 R ²	0.013	0.030	0.040	0.047

Standard errors in parentheses
 * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

4.2. 动态效应分析

双重差分法成立的前提是实验组和对照组满足平行趋势假定[28],即在政策实施前,实验组和控制组结果变量变化一样。因此,本文借鉴 Jacobson 等[29],采用事件研究法,在检验平行趋势假定的同时,分析绿色信贷政策对于重污染企业绿色创新的动态效应。具体方法是:以 2012 年作为基准年份,构建时期虚拟变量,将政策虚拟变量与每个时期虚拟变量的交互项作为解释变量,企业绿色创新为被解释变量,利用模型(1)中进行回归分析,结果如图 1 所示。由图 1 可知,在绿色信贷政策实施之前,交互项估计系数均不显著,表明实验组和对照组在政策实施前绿色创新情况并无显著差异,满足 DID 平行趋势的假定。

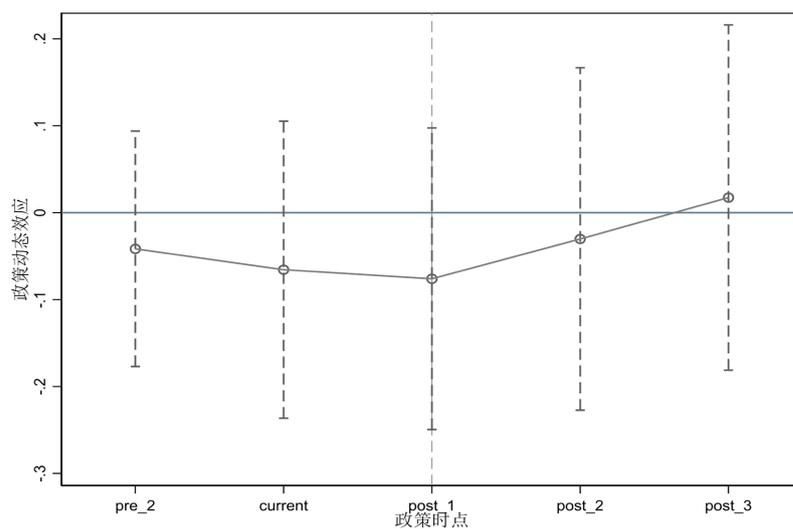


Figure 1. Dynamic effect analysis
图 1. 动态效应分析

4.3. 安慰剂检验

由于研究结论可能会被其他非观测遗漏变量所影响, 本文通过自助抽样在全样本中随机分配实验组进行安慰剂检验。为了保证检验的有效性, 本文重复随机过程 500 次, 得到的绿色创新总量 DID 虚假回归系数分布图如图 2 所示。由图 2 可知, 500 次随机抽样得到的虚假估计系数近似服从正态分布, 虚假估计系数集中在零点附近, 而且基准回归的估计结果为 -0.189 , 未包含在检验结果中。因此, 本文研究结果不受其他非观测遗漏变量的影响。

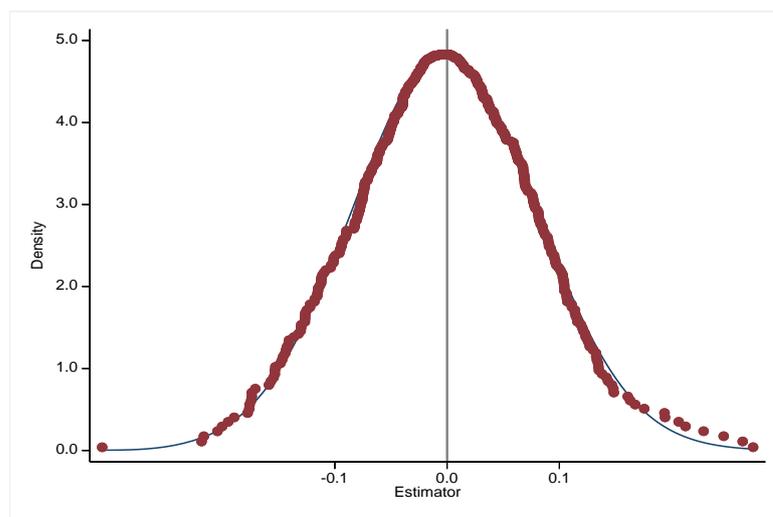


Figure 2. Placebo test
图 2. 安慰剂检验

4.4. 稳健性检验

1) PSM-DID 检验。为了防止样本选择不当所带来的影响, 本文利用倾向得分匹配和双重差分相结合的方法进行稳健性检验。选取本文中的六个控制变量作为特征变量, 利用 logit 模型对实验组和控制组进

行回归。然后使用最近邻匹配方法进行 1:1 匹配, 最后参照模型(1)和(2)进行回归, 表 4 为 PSM-DID 的估计结果。由表 4 可知, $treat \times post$ 交互项系数显著为负, 即绿色信贷政策对重污染企业有显著的抑制作用。 $Sub \times treat \times post$ 交互项系数显著为正, 即政府补助在绿色信贷政策与重污染企业绿色创新之间起正向调节作用。表明本文研究结论是稳健的。

Table 4. The PSM-DID estimation results
表 4. PSM-DID 估计结果

变量	GTI		GTI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times post$	-0.0433** (0.0200)	-0.0492* (0.0256)	-0.423* (0.246)	-0.471* (0.272)
$Sub \times treat$			-0.0101*** (0.00356)	-0.0133*** (0.00444)
$Sub \times treat \times post$			0.0248 (0.0157)	0.0312* (0.0176)
$Sub \times post$			0.00370 (0.00393)	0.00390 (0.00490)
Sub			0.0524*** (0.0135)	0.0356** (0.0152)
Growth		0.117** (0.0538)		0.134** (0.0553)
Lev		-0.0184 (0.0736)		0.0942 (0.0768)
Ros		-0.229** (0.116)		-0.0589 (0.120)
size		0.0777*** (0.0134)		0.0338** (0.0159)
age		-0.0442*** (0.0165)		-0.0621*** (0.0166)
TobinQ		0.0569*** (0.0155)		0.0493*** (0.0154)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	4400	4400	4400	4400
调整 R ²	0.001	0.026	0.036	0.048

Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

2) 熵平衡匹配检验。熵平衡匹配检验可以缩小实验组和控制组每个协变量的矩差异, 即均值、偏差和方差。因此, 本文参考史永东等[30]的研究, 利用熵平衡匹配检验来消除实验组和控制组在控制变量上的差异。熵平衡匹配后的结果如表 5。由表 5 可知, 进行熵平衡匹配检验后, 实验组和控制组基本没有可观测差异。本文利用模型(1)和模型(2)对熵平衡匹配后的样本重新进行回归, 结果如表 6。由表 6 可知, $treat \times post$ 交互项系数显著为负, $Sub \times treat \times post$ 交互项系数显著为正, 说明本文的研究结果是稳健的。

Table 5. Results of the entropy balance matching test
表 5. 熵平衡匹配检验结果

控制变量	实验组			控制组			均值差异	方差比率
	均值	方差	偏度	均值	方差	偏度		
Growth	0.1573	0.1043	2.7350	0.1573	0.1043	2.7350	0.0000	1.0000
Lev	0.4238	0.0358	0.0993	0.4238	0.0358	0.0993	0.0000	1.0000
Ros	0.0712	0.0175	-0.8782	0.0712	0.0175	-0.8782	0.0000	1.0000
size	22.150	1.2450	0.5503	22.150	1.2450	0.5503	0.0000	1.0000
age	2.2670	0.4371	-0.9966	2.2670	0.4371	-0.9966	0.0000	1.0000
TobinQ	0.4867	0.9954	2.4500	0.4867	0.9954	2.4500	0.0000	1.0000

Table 6. Entropy balance matching test regression results
表 6. 熵平衡匹配检验回归结果

变量	GTI	GTI	GTI	GTI
	(1)	(2)	(3)	(4)
treat×post	-0.213*** (0.0391)	-0.216*** (0.0386)	-1.079** (0.477)	-1.039** (0.272)
Sub×treat			-0.0143*** (0.00405)	-0.0150*** (0.00405)
Sub×treat×post			0.0677** (0.0297)	0.0653** (0.0260)
Sub×post			-0.0745** (0.0330)	-0.0686** (0.0280)
Sub			0.116*** (0.0130)	0.0696*** (0.0119)
Growth		-0.00463 (0.0317)		-0.00579 (0.0319)
Lev		0.0769 (0.0713)		0.0980 (0.0718)
Ros		-0.354*** (0.0852)		-0.325*** (0.0842)
size		0.160*** (0.0155)		0.122*** (0.0169)
age		-0.118*** (0.0173)		-0.111*** (0.0170)
TobinQ		0.0337*** (0.0110)		0.0316*** (0.0110)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	4400	4400	4400	4400
调整 R ²	0.012	0.070	0.053	0.081

Standard errors in parentheses
 * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

3) 控制相似政策冲击。由于 2015 年新《环保法》颁布会对回归结果产生影响, 因此本文在模型中引入新《环保法》实施虚拟变量, 即 post 在 2015 年及 2015 年以后取值为 1, 反之为 0。利用模型(1)和模型(2)重新进行回归分析, 如表 7 所示。由表 7 可知, treat × post 交互项回归系数仍然是显著为负, Sub × treat × post 交互项系数显著为正, 证明本文的研究结果是稳健的。

Table 7. Similar policy shock estimation results
表 7. 相似政策冲击估计结果

变量	GTI		GTI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
treat × post	-0.169*** (0.0460)	-0.172*** (0.0498)	-1.332*** (0.432)	-1.539*** (0.482)
Sub × treat			-0.0130*** (0.00269)	-0.0143*** (0.00288)
Sub × treat × post			0.0835*** (0.0260)	0.0967*** (0.0289)
Sub × post			-0.115*** (0.0257)	-0.116*** (0.0287)
Sub			0.104*** (0.0108)	0.0758*** (0.0119)
Growth		0.0800* (0.0434)		0.0703 (0.0441)
Lev		0.00276 (0.0753)		0.0640 (0.0766)
Ros		-0.343*** (0.106)		-0.230** (0.104)
size		0.123*** (0.0154)		0.0712*** (0.0176)
age		-0.0704*** (0.0174)		-0.0626*** (0.0170)
TobinQ		0.0397*** (0.0131)		0.0284** (0.0127)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	4400	4400	4400	4400
调整 R ²	0.005	0.042	0.041	0.053

Standard errors in parentheses
 * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

4) 时滞效应检验。考虑到政府补助政策的滞后效应, 因此本文采用具有一个时期滞后的政府补助重新进行回归分析。如表 8 所示, treat × post 交互项系数显著为负, Sub × treat × post 交互项系数显著为正, 证明本文的研究结果是稳健的。

Table 8. Time-delay effect estimate results
表 8. 时滞效应估计结果

变量	GTI		GTI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
treat × post	-0.0506*** (0.0182)	-0.0677*** (0.0242)	-0.524*** (0.109)	-0.562*** (0.147)
Sub × treat			-0.00624** (0.00307)	-0.0106*** (0.00405)
Sub × treat × post			0.0265*** (0.00860)	0.0324*** (0.0114)
Sub × post			0.00906*** (0.00332)	0.00769* (0.00442)

Continued

Sub			0.0312 ^{***} (0.00620)	0.0161 ^{**} (0.00774)
Growth		0.0616 (0.0521)		0.0782 (0.0526)
Lev		-0.0947 (0.0716)		0.0378 (0.0747)
Ros		-0.319 ^{***} (0.120)		-0.121 (0.122)
size		0.0704 ^{***} (0.0133)		0.0347 ^{**} (0.0158)
age		-0.0327 ^{**} (0.0159)		-0.0566 ^{***} (0.0159)
TobinQ		0.0506 ^{***} (0.0154)		0.0537 ^{***} (0.0156)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	4400	4400	4400	4400
调整 R ²	0.002	0.022	0.035	0.047

Standard errors in parentheses

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

5. 异质性分析

由前文可知, 绿色信贷政策对重污染企业绿色创新具有显著的抑制作用, 那么对于不同产权性质以及专利类型的样本中, 上述结论是否成立。

5.1. 产权异质性分析

与非国有企业相比, 国有企业在开展生产经营活动中更加注重环境和社会效益[31], 同时国有企业在信贷融资方面更具优势[32]。鉴于在不同产权性质下绿色信贷政策对企业绿色创新的影响以及政府补助调节效应可能存在差异性。因此本文将对样本进行分组, 如表 9 和表 10 所示。由表 9 和表 10 的第(1)列和第(2)列可知, 绿色信贷政策对重污染企业绿色创新的抑制作用在非国企样本中比在国企样本中更大, 一方面原因是国有企业所面临的融资约束比较小, 在开展绿色创新活动中会有足够的资金支持, 另一方面原因是国有企业会积极响应国家的发展战略, 并以实际行动推动经济绿色转型。

Table 9. State-owned enterprises to estimate the results

表 9. 国有企业估计结果

变量	GTI		GTI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
treat × post	-0.185 ^{***} (0.0622)	-0.199 ^{***} (0.0657)	-1.635 ^{**} (0.641)	-1.675 ^{**} (0.681)
Sub × treat			-0.00735 (0.00689)	-0.0122 (0.00823)
Sub × treat × post			0.0963 ^{**} (0.0380)	0.100 ^{**} (0.0405)
Sub × post			-0.128 ^{***} (0.0431)	-0.127 ^{***} (0.0449)
Sub			0.112 ^{***} (0.0254)	0.0582 ^{**} (0.0265)

Continued

Growth		0.0502 (0.0683)		0.0639 (0.0691)
Lev		0.0168 (0.125)		0.0851 (0.125)
Ros		-0.567*** (0.213)		-0.319* (0.192)
size		0.166*** (0.0259)		0.127*** (0.0286)
age		-0.0284 (0.0329)		-0.0196 (0.0324)
TobinQ		0.0222 (0.0185)		0.0162 (0.0180)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	1630	1630	1630	1630
调整 R ²	0.009	0.091	0.040	0.079

Standard errors in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Table 10. Non-state-owned enterprises to estimate the results
表 10. 非国有企业估计结果

变量	GTI (1)	GTI (2)	GTI (3)	GTI (4)
treat × post	-0.204*** (0.0436)	-0.192*** (0.0464)	-0.723* (0.427)	-0.516** (0.440)
Sub × treat			-0.0179*** (0.00519)	-0.0185*** (0.00557)
Sub × treat × post			0.0490* (0.0273)	0.0391 (0.0283)
Sub × post			-0.0367 (0.0308)	-0.0331 (0.0331)
Sub			0.0863*** (0.0192)	0.0909*** (0.0218)
Growth		0.123** (0.0542)		0.123** (0.0546)
Lev		0.0349 (0.0897)		0.0284 (0.0906)
Ros		-0.218* (0.119)		-0.238** (0.118)
size		0.0645*** (0.0174)		0.00686 (0.0195)
age		-0.0959*** (0.0196)		-0.0865*** (0.0196)
TobinQ		0.0574*** (0.0172)		0.0536*** (0.0171)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	2770	2770	2770	2770
调整 R ²	0.013	0.031	0.046	0.055

Standard errors in parentheses
* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

5.2. 绿色专利类型维度

绿色专利可以分成绿色发明专利和绿色实用新型专利。与绿色实用新型专利相比,绿色发明专利的申请难度比较大,而且科技含量高,可以体现企业真正的创新水平[33]。因此,本文分别以绿色发明专利和绿色实用新型专利作为被解释变量进行基准回归,如表 11 和表 12 所示。由表 11 和表 12 的第(1)列和第(2)列可得,绿色信贷政策对重污染企业绿色发明专利的抑制作用小于对绿色实用新型专利的抑制作用。可能原因是绿色发明专利由于创新较高,需要投入更多的资源才能实现,而重污染企业在绿色信贷政策的影响下会面临信贷约束,从而导致重污染企业暂停对绿色发明专利的研发。

Table 11. Green invention patent estimation results

表 11. 绿色发明专利估计结果

变量	GTI	GTI	GTI	GTI
	(1)	(2)	(3)	(4)
treat × post	-0.291*** (0.101)	-0.316*** (0.104)	-2.272** (1.004)	-2.451** (1.519)
Sub × treat			-0.0227* (0.0121)	-0.0303** (0.0136)
Sub × treat × post			0.148** (0.0629)	0.164** (0.0679)
Sub × post			-0.131*** (0.0711)	-0.137* (0.0789)
Sub			0.188*** (0.0464)	0.120** (0.0524)
Growth		0.174 (0.131)		0.210 (0.135)
Lev		-0.0248 (0.241)		-0.0361 (0.242)
Ros		-0.688*** (0.247)		-0.651*** (0.251)
size		0.300*** (0.0595)		0.205*** (0.0662)
age		-0.201*** (0.0496)		-0.152*** (0.0478)
TobinQ		0.132*** (0.0372)		0.108*** (0.0359)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	4400	4400	4400	4400
调整 R ²	0.004	0.034	0.022	0.035

Standard errors in parentheses

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Table 12. Patent estimation results of green utility models
表 12. 绿色实用新型专利估计结果

变量	GTI		GTI	
	(1)	(2)	(3)	(4)
treat × post	-0.209*** (0.0650)	-0.235*** (0.0706)	-0.669 (0.574)	-0.641 (0.628)
Sub × treat			-0.0122 (0.00760)	-0.0170** (0.00859)
Sub × treat × post			0.0403 (0.0376)	0.0420 (0.0411)
Sub × post			-0.0266 (0.0467)	-0.0228 (0.0500)
Sub			0.0927*** (0.0333)	0.0534 (0.0342)
Growth		0.198** (0.0263)		0.0751*** (0.0268)
Lev		0.244* (0.132)		0.258* (0.133)
Ros		-0.380** (0.191)		-0.293* (0.178)
size		0.149*** (0.0326)		0.103*** (0.0373)
age		-0.122*** (0.0281)		-0.107*** (0.0286)
TobinQ		0.0810*** (0.0263)		0.0751*** (0.0268)
企业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
样本量	4400	4400	4400	4400
调整 R ²	0.005	0.033	0.019	0.035

Standard errors in parentheses

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

6. 研究结论与政策建议

6.1. 研究结论

本文以 2012 年《绿色信贷指引》的实施作为准自然实验, 以中国沪深 A 股上市的企业作为研究对象, 采用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以及政府补助在其中扮演的调节作用, 得出的主要结论如下: 1) 绿色信贷政策对重污染企业绿色创新具有显著的抑制作用。2) 政府补助在绿色信贷政策与重污染企业绿色创新之间具有显著的正向调节作用。3) 绿色信贷政策对于重污染企业绿色创新的抑制作用在非国有企业中要大于国有企业。4) 绿色信贷政策对重污染企业绿色发明专利的抑制作用小于对绿色实用新型专利的抑制作用。

6.2. 政策建议

第一, 防止绿色信贷“一刀切”。绿色信贷政策的目的在于通过信贷资源的合理分配, 引导企业进行绿色创新。但是本文的研究结果显示绿色信贷政策并没有对重污染企业的绿色创新产生促进作用, 反而会使重污染企业由于过度的信贷约束而减少部分绿色创新。虽然加强重污染企业的信贷约束能够在短期内预防信贷业务中的环境风险, 但是在长期内会使重污染企业陷入融资困境。因此, 各银行业监管机

构应严防绿色信贷“一刀切”，确保各银行树立绿色信贷助力绿色发展的理念。

第二，政府需要继续优化绿色信贷制度设计，完善监管评价体系与绿色创新激励机制，同时给予企业适当的资金补助。一方面政府部门要制定更加完善以及合理的绿色信贷评估标准，加强对重污染企业与绿色企业的细致审查，并且实行动态性的定价和风险监管。另一方面重污染企业通过政府补助缓解了银行信贷约束，进而开展绿色创新活动，所以政府要给予企业适当的补助来缓解重污染企业的资金问题。但同时也要规范政府补助配置，避免政府补助的滥用。

第三，企业要加强绿色治理的意识，全面贯彻落实绿色发展战略。一方面企业应当强化环保意识，对于自身的环境污染状况要充分披露，积极履行企业的社会责任。同时，企业也应当积极开展高质量的绿色创新活动。另一方面企业要充分发挥政府补助的引导作用，从而更好地应对新时代绿色转型发展的挑战。

参考文献

- [1] 李春发, 卢娜娜, 李冬冬, 等. 企业绿色创新: 政府规制、信息披露及投资策略演化[J]. 科学学研究, 2021, 39(1): 180-192.
- [2] 王艳丽, 类晓东, 龙如银. 绿色信贷政策提高了企业的投资效率吗?——基于重污染企业金融资源配置的视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1): 123-133.
- [3] 蔡海静, 汪祥耀, 谭超. 绿色信贷政策、企业新增银行借款与环保效应[J]. 会计研究, 2019(3): 88-95.
- [4] 蒋先玲, 徐鹤龙. 中国商业银行绿色信贷运行机制研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(26): 490-492.
- [5] Luo, S.M., Yu, S.H. and Zhou, G.Y. (2021) Does Green Credit Improve the Core Competence of Commercial Banks? Based on Quasi-Natural Experiments in China. *Energy Economics*, **100**, Article ID: 105335. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105335>
- [6] Liu, X.H., Wang, E.X. and Cai, D.T. (2019) Green Credit Policy, Property Rights and Debt Financing: Quasi-Natural Experimental Evidence from China. *Finance Research Letters*, **29**, 129-135. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.03.014>
- [7] 陈琪. 中国绿色信贷政策落实了吗——基于“两高一剩”企业贷款规模和成本的分析[J]. 当代财经, 2019(3): 118-129.
- [8] Ramanathan, R., Black, A., Nath, P. and Muyltermans, L. (2010) Impact of Environmental Regulations on Innovation and Performance in the UK Industrial Sector. *Management Decision*, **48**, 1493-1513. <https://doi.org/10.1108/00251741011090298>
- [9] Porter, M.E. and Van der Linde, C. (1995) Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship. *Journal of Economic Perspectives*, **9**, 97-118. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.97>
- [10] 张成, 陆旸, 郭路, 等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011, 46(2): 113-124.
- [11] 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.
- [12] Huang, Z., Liao, G. and Li, Z. (2019) Loaning Scale and Government Subsidy for Promoting Green Innovation. *Technological Forecasting and Social Change*, **144**, 148-156. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2019.04.023>
- [13] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 178-196.
- [14] 陆菁, 鄢云, 王韬璇. 绿色信贷政策的微观效应研究——基于技术创新与资源再配置的视角[J]. 中国工业经济, 2021(1): 174-192.
- [15] 曹廷求, 张翠燕, 杨雪. 绿色信贷政策的绿色效果及影响机制——基于中国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 金融论坛, 2021, 26(5): 7-17.
- [16] 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.
- [17] 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.
- [18] Goetz, M. (2019) Financing Conditions and Toxic Emissions. SAFE Working Paper. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3411137>
- [19] He, J. and Tian, X. (2013) The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation. *Journal of Financial Eco-*

- nomics*, **109**, 856-878. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.04.001>
- [20] 李静怡, 王祯阳, 武咸云. 政策激励与研发投入交互作用对创新绩效的影响[J]. 科研管理, 2020, 41(5): 99-110.
- [21] Shleifer, A. and Vishny, R.W. (1994) Politicians and Firms. *Quarterly Journal of Economics*, **109**, 995-1025. <https://doi.org/10.2307/2118354>
- [22] Carboni, O.A. (2011) R&D Subsidies and Private R&D Expenditures: Evidence from Italian Manufacturing Data. *International Review of Applied Economics*, **25**, 419-439. <https://doi.org/10.1080/02692171.2010.529427>
- [23] Bai, Y., Song, S.Y., Jiao, J.L. and Yang, R.R. (2019) The Impacts of Government R&D Subsidies on Green Innovation: Evidence from Chinese Energy Intensive Firms. *Journal of Cleaner Production*, **233**, 819-829. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.06.107>
- [24] 徐维祥, 黄明均, 李露, 等. 财政补贴、企业研发对企业创新绩效的影响[J]. 华东经济管理, 2018, 32(8): 129-134.
- [25] 宋玉, 杨辉. 法律环境、两权分离与机构投资者持股——来自中国证券市场的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2010(11): 67-74.
- [26] 倪恒旺, 李常青, 魏志华. 媒体关注、企业自愿性社会责任信息披露与融资约束[J]. 山西财经大学学报, 2015, 37(11): 77-88.
- [27] 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.
- [28] Bertrand, M., Duflo, E. and Mullainathan, S. (2004) How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates? *Quarterly Journal of Economics*, **119**, 249-275. <https://doi.org/10.1162/003355304772839588>
- [29] Jacobson, L.S., Lalonde, R.J. and Sullivan, D.G. (1993) Earnings Losses of Displaced Workers. *American Economic Review*, **83**, 685-709. <https://doi.org/10.17848/wp92-11>
- [30] 史永东, 宋明勇, 李凤羽, 甄红线. 控股股东股权质押与企业债权人利益保护——来自中国债券市场的证据[J]. 经济研究, 2021, 56(8): 109-126.
- [31] 于连超, 张卫国, 毕茜. 环境税会倒逼企业绿色创新吗? [J]. 审计与经济研究, 2019, 34(2): 79-90.
- [32] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J]. 经济研究, 2014, 49(2): 47-60, 140.
- [33] 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.