

# 绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的影响研究

王帮俊<sup>1</sup>, 崔林玉<sup>1</sup>, 王智乐<sup>2</sup>, 王悦<sup>1</sup>

(1. 中国矿业大学 经济管理学院, 江苏 徐州 221116; 2. 南京财经大学 梅西学院, 江苏 南京 210023)

**摘要:**绿色金融试点政策作为促进我国经济绿色低碳发展的重要途径,可以有效解决新能源行业技术创新资金瓶颈问题。选取2012—2021年A股上市新能源企业为研究对象,以2017年作为绿色金融试点政策实施的时间节点,构建双重差分模型实证研究了绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的影响。结果表明:(1)绿色金融试点政策促进了新能源企业技术创新;(2)绿色金融试点政策可以缓解新能源企业融资约束,进而促进新能源企业技术创新;(3)在企业异质性分析方面,国有产权性质、社会责任意识较好、较高金融发展水平和较高绿色金融水平地区的新能源企业技术创新受绿色金融试点政策的促进效果更明显。研究结论可以为新能源企业制定技术创新策略和融资策略提供一定的决策支持。

**关键词:**绿色金融试点政策; 新能源企业; 技术创新; 融资约束

**中图分类号:**F425 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2024)02-0067-11

## 一、引言

近年来,中国经济正处于高质量发展阶段,早期所采用的高耗能、高排放、高污染的粗放型经济增长方式迫切需要转向绿色低碳经济<sup>[1]</sup>。在此背景下,我国开始积极探索绿色金融体系的构建。2016年8月,七部委颁布了《关于构建绿色金融体系的指导意见》。2017年6月,国务院常务会议提出在浙江等5省建设绿色金融改革创新试验区。2019年11月,甘肃兰州新区加入绿色金融改革创新试验区。2022年5月,国家能源局提出要完善推动新能源发展的财政支持政策,通过绿色金融加大对新能源项目的支持力度。目前,我国正在通过绿色金融来促进清洁能源等绿色产业的发展,以期实现经济社会绿色低碳转型目标。

“十四五”能源体系规划中提到,我国能源行业现已进入低碳转型时期和现代能源产业创新升级阶段,并提出要在2025年实现非化石能源消费占比达到20%左右,2030年达到30%左右的既定目标<sup>[2]</sup>。由于新能源企业在技术创新过程中面临资金瓶颈,限制创新能力。因此,绿色金融政策可以为企业创新提供有力支持。特别是在新能源行业补贴逐渐减少的情形下,研究绿色金融政策对新能源企业技术创新的影响体系及作用机制,有利于后续绿色金融政策制定和调整,完善绿色金融体系,促

收稿日期:2023-09-07;修回日期:2024-03-18

基金项目:国家社会科学基金面上项目“可再生能源政策创新双重协同效应测度及其蜕变机制研究”(20BGL185)

作者简介:王帮俊(1975—),男,安徽巢湖人,管理学博士,中国矿业大学经济管理学院教授,博士生导师,研究方向为能源系统优化和可再生能源政策创新;崔林玉(1999—),女,河南新乡人,中国矿业大学经济管理学院博士研究生,研究方向为能源系统工程和可再生能源政策;王智乐(2003—),男,安徽合肥人,南京财经大学梅西学院,研究方向为大数据管理与应用;王悦(2000—),女,山东金乡人,中国矿业大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为新能源技术创新。

进能源行业高质量发展。

本文的边际贡献:(1)丰富了绿色金融政策微观经济效应的研究。从微观企业层面着手,探究绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的影响,丰富了绿色金融政策实施效果的研究。(2)从正外部性视角展开,利用双重差分法探究了绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的实施效果及作用机制,以融资约束作为中介,梳理了绿色金融试点政策、融资约束和新能源企业技术创新之间的关系。(3)从区位导向政策上,探明了基于企业内外部环境,绿色金融试点政策影响新能源企业技术创新的差异化表现。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 文献综述

国内外关于绿色金融<sup>[3]</sup>与企业技术创新<sup>[4]</sup>的研究主要集中在两个方面:一是研究绿色金融的概念、内涵以及实施效果;二是探讨新能源企业技术创新的方式和路径。朱兰和郭熙保<sup>[5]</sup>梳理了我国绿色金融政策演进过程。邓翔等<sup>[6]</sup>从商业银行的绿色经营和发展状况入手,构建银行业绿色金融指标体系。Street and Monaghan<sup>[7]</sup>对银行提供的绿色服务方式进行分析,建立指标体系来评价绿色相关绩效。对绿色金融的测度主要采用熵值法或主成分分析法等方法来计算绿色金融综合指数<sup>[8]</sup>,衡量出省份间绿色金融发展水平。

当前有关绿色金融的实证研究可根据研究主体分为宏观、微观两个层面。宏观上,主要集中在绿色金融对国家经济增长、环境效益、产业结构调整 and 区域技术创新等方面的影响。于波和范从来<sup>[9]</sup>发现绿色金融发展能够有效促进我国东部地区经济高质量发展,中西部地区未体现提升作用。高原和申珍珍<sup>[10]</sup>通过双重差分法发现绿色金融试点政策能够显著促进地级市的碳减排。Zhang *et al.*<sup>[11]</sup>研究发现,绿色金融试点政策能够有效改善各省区空气质量,在经济欠发达的地方影响更显著。Su *et al.*<sup>[12]</sup>评估了空气质量和绿色信贷之间的因果关系,发现空气质量能够影响绿色信贷政策的制定。Sun and Chen<sup>[13]</sup>通过系统 GMM 模型发现绿色金融发展能够促进省份能源结构优化。微观上,主要集中在绿色金融对企业社会环境责任、环境披露、创新绩效和企业融资等方面的影响。以《绿色信贷指引》的颁布为时间节点,有研究者利用双重差分法发现绿色信贷政策对企业社会责任和碳减排的促进作用<sup>[14]</sup>。Xu *et al.*<sup>[15]</sup>发现绿色金融试点政策能够提高工业企业 ESG 表现并降低碳排放。Shi *et al.*<sup>[16]</sup>研究发现绿色金融试点政策能够降低重污染企业的债务融资成本。

有关新能源企业技术创新主要集中在政府行为、市场环境等方面。陈艳等<sup>[17]</sup>以我国 A 股上市新能源企业为样本,利用面板固定效应模型发现创新政策显著促进了新能源企业技术创新;李爽<sup>[18]</sup>测度了中国 92 家新能源上市企业的技术创新效率,得出 R&D 强度和政府支持度对技术创新效率的影响程度。孙莹和孟瑶<sup>[19]</sup>认为绿色金融试点政策能够促进企业进行绿色技术创新,且对重污染企业的效果更加明显。另外,祁怀锦和刘斯琴<sup>[20]</sup>的研究同样证明了这一点,且发现外部融资依赖度较高的企业受影响更显著。Liu and Wang<sup>[21]</sup>研究发现,绿色金融试点政策区域可以通过设立可持续发展目标,来促进技术创新产出。李戎和刘璐茜<sup>[22]</sup>研究发现,通过提高长期借款占比来促进企业技术创新,在银行竞争程度较弱的地区促进效果更为显著。金环等<sup>[23]</sup>研究发现绿色金融试点政策能够促进制造业绿色技术创新,并重新配置金融资源。

本文基于微观企业层面,首先将绿色金融试点政策的研究对象具体到新能源企业,丰富了绿色金融政策作用于微观企业层面的研究;其次,将融资约束作为中介变量,分析异质性环境下绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的差异化影响,探讨了绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的影响机制。

### (二) 研究假设

2017 年绿色金融试点政策的颁布,为我国绿色金融体系构建之路的探索和完善夯实了基础,也为

后续在全国范围内建立绿色金融体系提供了支撑。绿色金融试点政策颁布后,金融机构积极响应政策号召,为新能源企业提供更优惠的多渠道绿色金融服务和产品,有助于解决技术创新的资金问题,推动新能源企业加快技术创新步伐<sup>[24]</sup>。除直接的资金支持外,绿色金融试点政策还可以增强上下游供应商对新能源企业的商业信用度,协调企业内部资金和外部融资,让更多的资金用于技术研发,推动技术创新。基于此,本文提出假说1。

假说1:绿色金融试点政策能够促进新能源企业技术创新。

绿色金融试点政策实施后,新能源等相关企业的绿色声誉提升,通过政策传递的企业绿色发展信号吸引外界投资,引导社会资金流入绿色产业,从而有效缓解新能源等绿色产业的融资约束<sup>[25]</sup>。基于此,本文提出假说2和假说3。

假说2:绿色金融试点政策能够缓解新能源企业所面临的融资约束。

假说3:绿色金融试点政策通过缓解融资约束,促进了新能源企业技术创新。

绿色金融试点政策驱动新能源企业技术创新的影响过程复杂,不仅受到企业自身条件的影响,受外部融资环境的影响也相对较多。因此,本文从企业内部环境,即产权性质、企业社会责任、以及企业外部融资环境、地区金融发展水平和绿色金融发展水平入手,分析异质性环境下绿色金融试点政策作用于新能源企业技术创新的差异化实施效果。本文提出假说4至假说7。

假说4:相比非国有新能源企业,绿色金融试点政策更有利于国有新能源企业。

假说5:对于社会责任履行水平相对较高的新能源企业,绿色金融试点政策对该类企业技术创新的促进效果更明显。

假说6:在金融发展水平较高的地区,绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的作用更明显。

假说7:在绿色金融发展水平较高的地区,绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的作用更明显。

基于上述理论分析,本文的理论框架如图1所示。

### 三、模型设定与变量选择

#### (一) 模型设定

##### 1. 基准双重差分模型

双重差分法可以用来评估政府在某项单时点或者多时点所颁布政策的实施效果。参考 Liu and Wang<sup>[21]</sup>构造处理组和对照组的做法,以2017年作为绿色金融试点政策颁布的时期基点,将5个试点省份的新能源企业作为处理组,其他省份的新能源企业作为对照组,构建双向固定基准双重差分模型:

$$Innov_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Treated_i \times Time_t + Y_t + X_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Innov_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Treated_i \times Time_t + \rho Control_{i,t} + Y_t + X_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(1)中, $Treated$ 和 $Time$ 为虚拟变量, $Treated = 1$ 为处理组,表示新能源企业在试点省份, $Treated = 0$ 为对照组,表示新能源企业在非试点省份; $Time = 1$ ,代表政策冲击发生当年与之后的年度, $Time = 0$ ,代表政策冲击发生之前的年度, $Treated \times Time$ 为交互项,是本文的核心解释变量,代表绿色金融试点政策的实施,其系数 $\beta_1$ 为正,代表绿色金融试点政策能够有效促进新能源企业技

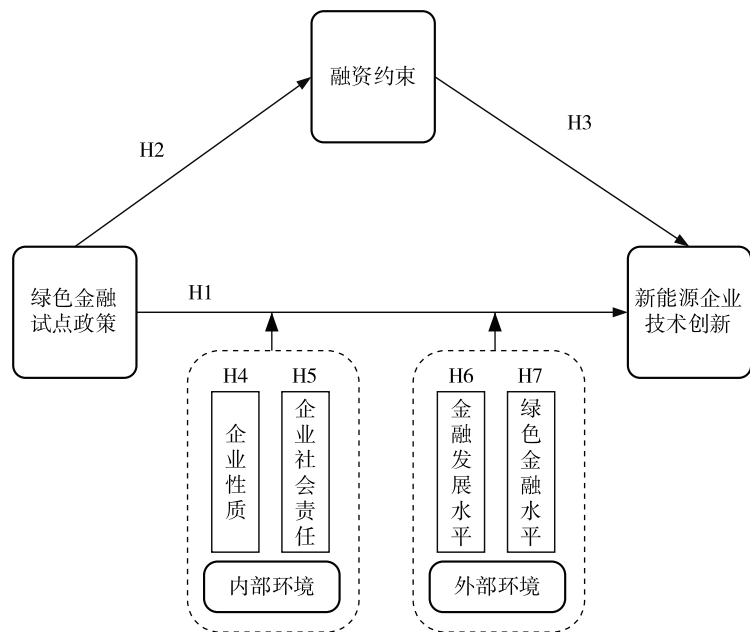


图1 绿色金融试点政策对新能源企业技术创新影响理论框架

术创新,在后文中用  $DID$  表示。 $Innov$  代表被解释变量技术创新,  $Y_i$  和  $X_i$  分别代表时间和个体层面的固定效应,  $\alpha_0$  代表常数项,  $\varepsilon_{it}$  代表随机误差项,  $i$  和  $t$  代表不同企业个体和年份,式(2)的  $Control$  代表控制变量。

## 2. 中介效应模型

为验证假说2和假说3,本研究采用 Baron and Kenny<sup>[26]</sup>提出的基本方法,通过逐步回归法构建中介效应模型。

$$Innov_{i,t} = \alpha_1 + \beta_2 DID + \rho_1 Control_{i,t} + Y_t + X_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{i,t} = \alpha_2 + \beta_3 DID + \rho_2 Control_{i,t} + Y_t + X_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Innov_{i,t} = \alpha_3 + \beta_4 DID + \eta_1 M + \rho_3 Control_{i,t} + Y_t + X_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\eta$  为系数,  $M$  代表中介变量,  $Control$  为控制变量,  $Y_t$  和  $X_i$  分别代表时间和个体层面的固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。首先对三个模型中系数  $\beta_2$ 、 $\beta_3$  和  $\eta_1$  进行检验,如果三者都显著,说明该中介效应成立。如果  $\beta_3$  和  $\eta_1$  中至少有一个不显著,需要运用 bootstrap 法进行检验,若显著,说明存在中介效应,继续检验  $\beta_4$  的显著性;若  $\beta_4$  不显著,说明两者之间只存在中介效应,若显著,则说明存在部分中介效应或遮掩效应。若  $\beta_4$  和  $\eta_1$ 、 $\beta_3$  同号,则为部分中介效应,若异号,则说明为遮掩效应。

### (二) 变量说明

被解释变量 ( $Innov$ ): 新能源企业技术创新。本文采用新能源企业专利申请总数  $Innov1$  来衡量新能源企业技术创新,采用发明专利与实用新型专利申请数之和  $Innov2$  来验证回归结果的稳健性。

核心解释变量 ( $DID$ ):  $Treated$  和  $Time$  的交乘项。根据新能源企业是否位于绿色金融试点政策试点区域设置虚拟变量  $Treated$ , 将位于试点区域的新能源企业作为实验组,赋值为1,将其他作为控制组,赋值为0。将2017年作为政策实施基点,设置分期虚拟变量  $Time$ , 将2017—2021年  $Time$  赋值为1,2012—2016年的  $Time$  赋值为0。 $Treated$  和  $Time$  的交互项  $DID$  系数即是绿色金融试点政策所带给新能源企业技术创新影响的净效应。

控制变量 ( $Control$ ): 本文选取企业规模  $size$ 、企业年龄  $age$ 、企业价值  $TobinQ$ 、资产回报率  $ROA$ 、第一大股东持股比例  $Tophold$ 、女性董事占比  $fmr$ 、现金比率  $cash$ 、营业收入增长率  $growth$  作为控制变量。

中介变量 ( $FC$ ): 企业融资约束。参考钱明等<sup>[27]</sup>构建融资约束的研究,首先按年度将企业总资产、现金股利支付率以及企业年龄进行标准化处理,根据处理后的变量均值对上市企业进行排序,设置虚拟变量  $VFC$ , 如果大于66%分位,则定义为低融资约束组,  $VFC = 0$ , 如果小于33%分位,则定义为高融资约束组,  $VFC = 1$ 。然后,使用模型(4)至模型(7)进行 Logit 回归,进而拟合出每一企业年度的  $P(VFC = 1)$  值作为融资约束的代理变量  $FC$ 。 $FC$  值越接近于1,表明该企业面临的融资约束程度越高。

$$Z_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 \lnasset_{i,t} + \theta_2 Lev_{i,t} + \theta_3 \left( \frac{CashDiv}{asset_{i,t}} \right) + \theta_4 Mb_{i,t} + \theta_5 \left( \frac{NWC}{asset_{i,t}} \right) + \theta_6 \left( \frac{EBIT}{asset_{i,t}} \right) \quad (6)$$

$$P(VFC = 1 \text{ 或 } 0/Z_{i,t}) = \frac{e^{Z_{i,t}}}{1 + e^{Z_{i,t}}} \quad (7)$$

其中,  $asset$  为企业总资产,  $\lnasset$  为企业总资产取对数,  $lev$  为资产负债率,  $CashDiv$  为现金股利,  $NWC$  为净营运成本,  $Mb$  为账面市值比,  $EBIT$  为息税前利润。

其他变量设置如下。(1) 产权性质 ( $Soe$ ): 若新能源企业为国有企业,则  $Soe = 1$ , 不是国有企业,则  $Soe = 0$ 。(2) 企业社会责任 ( $CSR$ ): 由和讯网颁布的企业社会责任报告中的企业社会责任总评分获得。(3) 金融发展水平 ( $Finance$ ): 采用地区银行业金融机构存款与贷款余额之和占  $GDP$  的比例来衡量。(4) 绿色金融水平 ( $Gf$ ): 参考周琛影等<sup>[28]</sup>构建地区绿色金融指数的做法,采用主成分分析法得出地区绿色金融水平,具体指标及变量说明见表1和表2。

表1 绿色金融指标

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义	指标属性
绿色金融发展水平	绿色信贷	高耗能工业利息占比	高耗能工业产业利息/工业产业利息	-
	绿色证券	高耗能行业市值占比	六大高耗能 A 股市值/A 股总市值	-
	绿色投资	环境污染投资占比	治理污染投资/GDP	+
	绿色保险	农业保险规模比	农业保险收入/农业总产值	+
	碳金融	碳强度	二氧化碳排放量/GDP	-

表2 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	企业技术创新	<i>Innov1</i>	专利申请总数 + 1 取对数
		<i>Innov2</i>	发明 + 实用新型专利申请数 + 1 取对数
解释变量	绿色金融试点政策	<i>DID</i>	<i>Treated</i> 和 <i>Time</i> 的交互项
中介变量	融资约束	<i>FC</i>	<i>Logit</i> 回归拟合得出
	企业规模	<i>size</i>	企业员工人数取对数
	企业年龄	<i>age</i>	企业成立年龄取对数
控制变量	企业价值	<i>TobinQ</i>	市值/资产总额
	资产回报率	<i>ROA</i>	2 × 净利润/(资产期初额 + 期末额)
	股权集中度	<i>tophold</i>	第一大股东持股数/总股数
	女性董事占比	<i>fmr</i>	女性董事人数/全部董事人数
	现金比率	<i>cash</i>	(现金 + 交易性金融资产)/流动负债
	营业收入增长率	<i>growth</i>	营业收入增长额/上年末营业收入
其他变量	产权性质	<i>Soe</i>	国有企业赋值为 1, 非国有企业赋值为 0
	企业社会责任	<i>CSR</i>	和讯网的企业社会责任评分 + 1 取对数
	金融发展水平	<i>Finance</i>	(地区银行存款 + 贷款余额)/GDP
	绿色金融水平	<i>Gf</i>	主成分分析法得出绿色金融综合指数

### (三) 数据说明

本文以 2012—2021 年 104 家新能源 A 股上市企业为样本,企业层面的数据主要来自国泰安数据库,通过巨潮资讯网的上市公司年报及 Wind 数据库补充,专利层面的数据来源于 CNRDS 数据库,绿色信贷、投资、保险和碳金融的数据来自 EPS 数据库,绿色证券数据则源自 Wind 数据库。金融发展水平的数据来自《中国金融年鉴》《中国统计年鉴》及各省的统计年鉴等。为消除极端值影响,对连续型变量进行上下各 1% 的缩尾处理。绿色金融水平综合指数 (*Gf*) 和企业社会责任 (*CSR*) 的样本区间为 2012—2020 年。限于篇幅,变量的描述性统计表省略汇报,留存备索。

## 四、实证结果分析

### (一) 平行趋势检验

参考赵旭杰等<sup>[29]</sup>的做法,选择政策实施节点前后 3 年,构建模型(8)来检验平行趋势假设。

$$Innov1_{i,t} = \alpha + \sum_{p=-3}^{-1} \lambda_p T_{i,t+p} + \lambda T_{i,t} + \sum_{l=1}^3 \lambda_l T_{i,t+l} + \rho Control_{i,t} + \phi_i + \varphi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式(8)中  $T_{i,t+p}$ 、 $T_{i,t}$  和  $T_{i,t+l}$  都是虚拟变量,若企业在对应期间受到政策影响,取值为 1,否则为 0。 $\lambda_p$ 、 $\lambda$ 、 $\lambda_l$  分别代表政策实施之前  $p$  期、政策实施当期和政策实施之后  $l$  期的影响。 $Control_{i,t}$  包含前文所述控制变量, $\phi_i$ 、 $\varphi_t$  分别代表个体、时间固定效应, $\varepsilon_{it}$  为随机误差项,图 2 显示通过了平行趋势检验。

### (二) 基准回归结果分析

以构建的基准双重差分模型为基础,使用双向固定效应的双重差分模型进行分析,结果如表 3 所示。首先进行不添加控制变量对企业专利申请总数 *Innov1* 的回归,结果为列(1)。列(2)为加入控制变

量后的回归。为保证结果的可靠性,使用企业发明专利与实用新型专利之和 *Innov2* 进行回归,结果见列(3)和列(4)。

从回归结果来看,*DID* 的系数为 0.437,在 5% 的水平下显著;在列(2)的回归中加入控制变量后,*DID* 的系数为 0.388,且依旧保持在 5% 的水平下显著。两次情况基本相似,说明在 2017 年提出绿色金融试点政策的冲击下,试点区域内的新能源企业能够积极利用该政策带来的影响;同时,绿色金融试点政策向外界传递了信号,从而吸引社会资金投入新能源企业,推动技术创新。将被解释变量换为企业发明专利和实用新型专利之和,列

(3)的 *DID* 系数为 0.451,在 5% 的水平下显著,列(4)的 *DID* 系数为 0.408,同样在 5% 的水平下显著,说明去除掉外观设计的专利申请后,结果变化不大,并且新能源企业技术创新质量较高,基准回归结果比较可信,即绿色金融试点政策的实施促进了新能源企业技术创新,假说 1 得到验证。

(三) 中介效应结果分析

根据前文构建的中介效应模型,将融资约束作为中介变量,分别对式(3)、式(4)和式(5)进行中介效应检验,结果见表 4。列(1)为基准回归结果,前文已给出。列(2)和列(3)为绿色金融试点政策对企业融资约束的影响结果,列(3)的交互项 *DID* 的系数为 -0.051,在 5% 水平下显著,说明绿色金融试点政策对新能源企业融资约束有显著的降低作用,假说 2 得到验证;在列(5)中,*FC* 的系数为 -0.727,在 1% 的显著性水平下显著,交互项 *DID* 的系数为 0.367,且在 5% 的水平下显著,交互项 *DID* 的系数和 *FC* 的系数都显著,无需进行 bootstrap 法检验。回归结果显示,绿色金融试点政策显著降低了新能源企业融资约束,且融资约束在绿色金融试点政策促进新能源企业技术创新的过程中发挥了部分中介的作用,假说 3 得以部分验证。

(四) 稳健性检验

1. PSM-DID 检验

本文采用倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)验证绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的影响效果,并检验基准回归结果的稳健性。以模型(2)的控制变量为协变量,按照 1:1 的近邻匹配,从初始非试

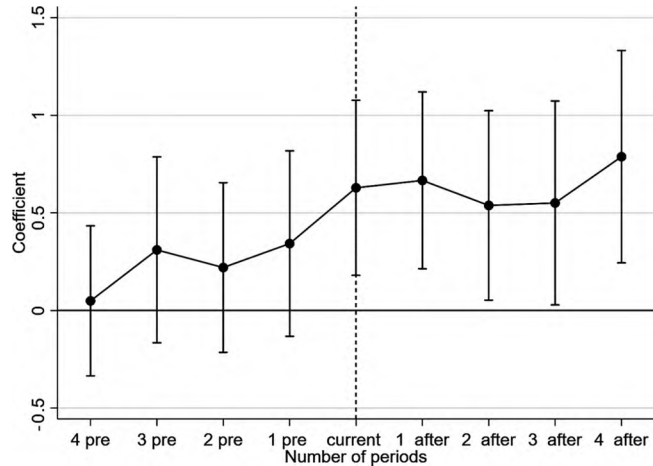


图 2 平行趋势检验结果

表 3 基准回归结果

变量	(1) <i>Innov1</i>	(2) <i>Innov1</i>	(3) <i>Innov2</i>	(4) <i>Innov2</i>
<i>DID</i>	0.437** (0.179)	0.388** (0.182)	0.451** (0.183)	0.408** (0.187)
<i>size</i>		0.271** (0.118)		0.290** (0.120)
<i>age</i>		-0.366 (0.678)		-0.388 (0.668)
<i>TobinQ</i>		-0.004 (0.067)		-0.023 (0.064)
<i>ROA</i>		1.218 (0.906)		1.740** (0.832)
<i>tophold</i>		0.390 (0.682)		0.296 (0.695)
<i>fmr</i>		0.492 (0.512)		0.451 (0.512)
<i>cash</i>		-0.059 (0.064)		-0.039 (0.065)
<i>growth</i>		0.024 (0.068)		0.002 (0.063)
<i>cons</i>	3.121*** (0.092)	1.805 (1.859)	3.032*** (0.089)	1.668 (1.855)
N	1 007	1 007	1 007	1 007
R <sup>2</sup>	0.334	0.354	0.301	0.325
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为聚类标准误。

点区域的新能源企业中筛选得到控制组样本。通过匹配的样本结果如表 5 所示。与表 4 相比,回归系数有轻微变化,但整体基本一致, DID 的系数依旧在 5% 的水平下显著且为正,进一步验证了本文基准回归结果的稳健性。

2. 安慰剂检验

在全样本中随机选取新样本个体组成新实验组及对照组,以模型(2)进行回归,重复进行 1 000 次随机抽样回归,t 值的核密度分布如图 3 所示,类似于正态分布,估计结果没有因遗漏变量而产生的严重偏误,基准回归结果通过安慰剂检验,进一步验证其有效性。

3. 滞后期检验

考虑到绿色金融试点政策的实施效果可能存在滞后性,被解释变量采取滞后期为 1 期的方法,以基准模型(1)和模型(2)重新进行回归,以增加结果的可信度,结果如表 6 所示。列(1)至列(4)分别是表 4 中被解释变量滞后 1 期的结果。相比基准回归结果,交互项 DID 的系数依旧为正,且企业申请专利总数 Innov1 和发明与实用新型专利之和 Innov2 都在 1% 的水平下显著,说明绿色金融试点政策显著提高了滞后 1 期的新能源企业技术创新水平,与基准回归得出的结论保持一致,进一步增强了前述结论的可靠性。

4. 增加控制变量

在原有基础上引入新的三个控制变量,分别为银行债务利率(Bankdebrate)、短期债务水平(Shortdebt)和销售率(Soldrate),进一步检验基准回归结果。表 7 中列(1)、列(2)和列(3)为依次添加控制变量的回归结果,可看出政策效应依然显著,与之前回归结果保持一致,间接排除其他政策性影响。

五、异质性分析

(一) 内部环境

1. 产权性质

本文将新能源企业按照产权性质 Soe 的不同,分为国有企业(Soe = 1)和非国有企业(Soe = 0),

表 4 融资约束的中介效应检验结果

变量	(1) Innov1	(2) FC	(3) FC	(4) Innov1	(5) Innov1
DID	0.388** (0.182)	-0.066** (0.030)	-0.051** (0.026)	0.372** (0.185)	0.367** (0.186)
FC				-0.935*** (0.323)	-0.727*** (0.352)
size	-0.366 (0.678)		-0.148 (0.089)		-0.526 (0.699)
age	0.271** (0.118)		-0.121*** (0.020)		0.175 (0.127)
TobinQ	1.212 (0.894)		0.396*** (0.144)		1.471 (0.903)
ROA	0.491 (0.510)		-0.002 (0.065)		0.470 (0.518)
tophold	-0.059 (0.064)		0.029*** (0.011)		-0.039 (0.064)
fmr	0.024 (0.068)		-0.020*** (0.007)		0.008 (0.070)
cash	-0.002 (0.059)		0.012 (0.008)		0.008 (0.061)
growth	0.390 (0.682)		-0.190 (0.172)		0.298 (0.691)
cons	1.801 (1.855)	0.474*** (0.018)	1.786*** (0.268)	3.570*** (0.168)	3.270 (1.972)
N	1 007	1 007	1 007	1 007	1 007
R <sup>2</sup>	0.354	0.274	0.439	0.343	0.353

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为聚类标准误,个体及时间均固定。

表 5 PSM-DID 回归结果

变量	(1) Innov1	(2) Innov1	(3) Innov2	(4) Innov2
DID	0.418** (0.182)	0.386** (0.183)	0.436** (0.185)	0.406** (0.187)
常数项	3.118*** (0.092)	1.812 (1.856)	3.029*** (0.089)	1.665 (1.854)
控制变量	否	是	否	是
N	986	986	986	986
R <sup>2</sup>	0.337	0.354	0.305	0.325

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为聚类标准误,个体及时间均固定。

以基准模型进行分组回归,探究不同产权性质下绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的影响。如表 8 所示,列(1)和列(2)为国有企业的回归结果,列(3)和列(4)分别为非国有企业当期和滞后 1 期的回归结果。列(1)中交互项 *DID* 的系数为 1.195,列(2)交互项 *DID* 的系数为 1.035,都在 1% 的显著性水平下显著,且系数相比基准回归的交互项系数更大;列(3)为非国有企业当期的回归结果,其交互项系数为正,但不显著。因此,考虑到非国有企业对政策颁布做出反应有一定滞后性,将被解释变量滞后 1 期进行回归,回归结果为列(4)。列(4)的交互项 *DID* 的系数为 0.445,且在 5% 的显著性水平下显著。可见,绿色金融试点政策对国有企业的技术创新影响更显著,非国有企业的政策反应时间较其更缓慢。究其原因,国有企业决策更倾向实现政府设定的发展目标,政治背景优势使其更轻易获得绿色金融产品和服务,缓解技术创新中的资金瓶颈,而非国有企业一般以自身利益为先,受融资约束的程度较高。因此假说 4 得以验证。

2. 企业社会责任

企业具备良好的社会责任意识,在绿色金融试点政策颁布后,响应政府发展低碳绿色经济的要求,将绿色发展融入企业发展理念中。为此,将企业社会责任得分取对数后按中位数分组,分为高社会责任水平组和低社会责任水平组,回归结果如表 9 所示。

列(2)的交互项 *DID* 系数为 0.433,在 5% 的显著性水平下显著,列(4)的交互项 *DID* 系数为 0.214,不显著。结果说明,高社会责任水平的新能源企业能够积极响应绿色金融试点政策,并借助该政策进行技术创新,对于低社会责任水平的新能源企业影响并不明显。由于技术创新具有不确定性和外部性等特征,创新带来的收益难以预计,因此假说 5 得以验证。

(二) 外部融资环境

随着金融发展水平的持续上升,不同地区之间金融发展水平也存在较大差距,同时外部融资是企业进行技术创新的重要支持。因此,外部融资环境将会影响技术创新产出。根据前文分析,将全部样本按照中位数分为高低两组,即高金融发展水平组和低金融发展水平组、高绿色金融水平组和低绿色金融水平组。回归结果如表 10 所示。

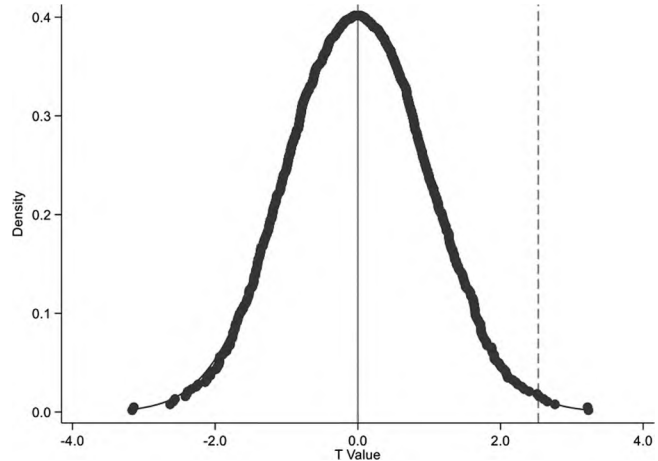


图 3 安慰剂检验

表 6 滞后 1 期回归结果

变量	(1) <i>Innov1</i> (1ag1)	(2) <i>Innov1</i> (1ag1)	(3) <i>Innov2</i> (1ag1)	(4) <i>Innov2</i> (1ag1)
<i>DID</i>	0.432*** (0.163)	0.465*** (0.167)	0.457*** (0.165)	0.479*** (0.171)
常数项	3.118*** (0.090)	1.980 (2.208)	3.029*** (0.087)	1.786 (2.195)
控制变量	否	是	否	是
N	903	903	903	903
R <sup>2</sup>	0.382	0.404	0.341	0.364

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为聚类标准误,个体及时间均固定。

表 7 增加控制变量回归结果

变量	(1) <i>Innov1</i>	(2) <i>Innov1</i>	(3) <i>Innov1</i>
<i>DID</i>	0.432** (0.196)	0.432** (0.196)	0.432** (0.196)
常数项	4.302** (2.163)	4.302** (2.163)	4.302** (2.163)
原控制变量	是	是	是
<i>Bankdebrate</i>	0.250 (0.735)	0.250 (0.735)	0.250 (0.735)
<i>Shortdebt</i>		0.802 (0.906)	0.802 (0.906)
<i>Soldrate</i>			0.061 (2.483)
N	951	951	951
R <sup>2</sup>	0.339	0.339	0.339

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著,括号内为聚类标准误。



金融发展水平分组回归结果的交互项 *DID* 系数为 0.5, 在 1% 的显著性水平下显著。可见, 相比金融发展水平较低的地区, 金融发展水平较高的地区开展绿色金融试点政策更加显著促进新能源企业技术创新。绿色金融试点政策颁布后, 金融发展水平较高的地区中金融机构能够迅速响应政府号召, 提供多种绿色金融产品和服务进行融资, 从而显著促进新能源企业技术创新。而金融发展水平较低的地区能够提供的金融支持相对较少, 无法提供充足融资支持, 绿色金融试点政策颁布后, 也无法为新能源企业提供足够支持。假说 6 得以验证。

列(3)和列(4)分别为较高和较低绿色金融水平的回归结果, 列(3)交互项系数为 0.736, 在 5% 的显著性水平下显著, 列(4)交互项系数为 0.155, 不显著。结果表明, 绿色金融水平较高的地区, 绿色金融试点政策能够显著促进新能源企业技术创新, 而在绿色金融水平较低的地区, 其实施效果并不明显。究其原因, 地区绿色金融水平越高, 说明提供的绿色金融服务越多, 资金支持也就越多, 从而高绿色金融水平地区的新能源企业能够借助绿色金融试点政策, 较好地缓解资金瓶颈, 进行技术创新。由此, 假说 7 得以验证。

## 六、结论与建议

本文以 A 股上市新能源企业为研究对象, 2012—2021 年为研究区间, 将绿色金融试点政策颁布年份 2017 年为分析时间节点, 通过双重差分法构建相应模型进行实证检验与分析, 研究绿色金融试点政策对新能源企业技术创新的影响、作用机制及异质性环境下的差异化表现。研究发现: (1) 绿色金融试点政策能够促进新能源企业技术创新, 试点区域新能源企业技术创新产出明显高于非试点区域。(2) 绿色金融试点政策通过缓解新能源企业融资约束, 促进技术创新。该政策能为新能源企业提供更多优惠的多渠道绿色金融产品和服务, 同时公众也会更青睐新能源等绿色产业, 进而加大投资力度, 有助于缓解融资约束, 从而促进技术创新。(3) 在企业内外部环境的影响下, 绿色金融试点政策会影响新能源企业技术创新的差异化表现。在企业内部环境方面, 绿色金融试点政策对国有企业和社会责任意识较好的能源企业的技术创新有明显促进作用。

根据上述结论, 本文得出如下政策启示: (1) 加强绿色金融政策体系顶层设计。继续高质量推进绿色金融区域试点, 重视并推广试点区域绿色金融政策体系建设经验, 扩大试点范围。因地制宜发展绿色金融, 制定适合当地发展的绿色金融政策。(2) 营造良好的新能源企业技术创新环境。针对新能

表 8 产权性质分组检验结果

变量	(1) <i>Soe</i> = 1	(2) <i>Soe</i> = 1	(3) <i>Soe</i> = 0	(4) <i>lag1</i> <i>Soe</i> = 0
<i>DID</i>	1.195*** (0.311)	1.035*** (0.365)	0.326 (0.210)	0.445** (0.202)
常数项	3.386*** (0.113)	5.882** (2.793)	0.313 (2.601)	1.039 (3.049)
控制变量	否	是	是	是
N	336	336	671	593
R <sup>2</sup>	0.468	0.490	0.328	0.376

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为聚类标准误, 个体及时间均固定。

表 9 企业社会责任分组回归结果

变量	(1) <i>HighCSR</i>	(2) <i>HighCSR</i>	(3) <i>LowCSR</i>	(4) <i>LowCSR</i>
<i>DID</i>	0.421* (0.223)	0.414** (0.203)	0.154 (0.247)	0.132 (0.243)
常数项	3.114*** (0.109)	-6.711* (3.460)	3.289*** (0.142)	5.656 (4.764)
控制变量	否	是	否	是
N	451	451	452	452
R <sup>2</sup>	0.480	0.503	0.242	0.262

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为聚类标准误, 个体及时间均固定。

表 10 外部融资环境分组回归结果

变量	(1) <i>HighFinance</i>	(2) <i>LowFinance</i>	(3) <i>HighGf</i>	(4) <i>LowGf</i>
<i>DID</i>	0.500*** (0.173)	1.208 (0.832)	0.736** (0.284)	0.155 (0.231)
常数项	0.200 (2.338)	1.204 (3.026)	0.244 (3.160)	3.771* (2.232)
控制变量	是	是	是	是
N	499	508	453	450
R <sup>2</sup>	0.368	0.308	0.399	0.407

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内为聚类标准误, 个体及时间均固定。

源发电补贴逐步减少的情况,适当增加税收优惠和资金支持,降低技术创新成本。(3)积极激励新能源企业加大其自身信息披露,发挥绿色金融政策红利,推动企业技术创新水平。完善企业自有研发技术人员团队的建设和人才培养机制,增强核心竞争力。企业应提高社会责任,减少信息不对称,进一步完善企业信息披露机制。

本文在研究数据的可获得性和完整性上还有一定局限。此外,仅选取中国A股上市新能源企业作为研究对象;在进行作用机制检验时,仅考虑了融资约束,现实中还存在其他影响因素。未来,可考虑纳入非上市新能源企业,从多角度分析绿色金融试点政策对技术创新的影响。

#### 参考文献:

- [1] ZHENG S, YANG J, YU S. How renewable energy technological innovation promotes renewable power generation: evidence from China's provincial panel data [J]. *Renewable energy*, 2021, 177: 1394 – 1407.
- [2] ZHU Y, ZHANG J, DUAN C. How does green finance affect the low-carbon economy? Capital allocation, green technology innovation and industry structure perspectives [J]. *Economic research*, 2023, 36(2), 22 – 28.
- [3] 高建良. “绿色金融”与金融可持续发展[J]. *金融理论与教学*, 1998, (4): 20 – 22.
- [4] 王班班. 环境政策与技术创新研究述评[J]. *经济评论*, 2017(4): 131 – 148.
- [5] 朱兰, 郭熙保. 党的十八大以来中国绿色金融体系的构建[J]. *改革*, 2022(6): 106 – 115.
- [6] 邓翔, 吴雨伦, 王杰, 等. 商业银行绿色金融发展指标体系构建及测度[J]. *统计与决策*, 2022, 38(9): 138 – 142.
- [7] STREET P, MONAGHAN P E. Assessing the sustainability of bank service channels: the case of The Co-operative Bank [J]. *Sustainable banking: the greening of finance*, 2001: 72 – 87.
- [8] MA M, ZHU X, LIU M, et al. Combining the role of green finance and environmental sustainability on green economic growth: evidence from G-20 economies [J]. *Renewable energy*, 2023, 207(2): 128 – 136.
- [9] 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.
- [10] 高原, 申珍珍. 绿色金融改革政策的碳减排效应[J]. *中国环境科学*, 2022, 42(10): 4849 – 4859.
- [11] ZHANG A, WANG S, LIU B. How to control air pollution with economic means? Exploration of China's green finance policy [J]. *Journal of cleaner production*, 2022, 353: 131664.
- [12] SU C W, UMAR M, GAO R S. Save the environment, get financing! How China is protecting the environment with green credit policies? [J]. *Journal of environmental management*, 2022, 323: 116178.
- [13] SUN H, CHEN F. The impact of green finance on China's regional energy consumption structure based on system GMM [J]. *Resources policy*, 2022, 76: 102588
- [14] HU G, WANG X, WANG Y. Can the green credit policy stimulate green innovation in heavily polluting enterprises? Evidence from a quasi-natural experiment in China [J]. *Energy economics*, 2021, 98: 105134.
- [15] XU A, ZHU Y, WANG W. Micro green technology innovation effects of green finance pilot policy—from the perspectives of action points and green value [J]. *Journal of business research*, 2023, 159: 113724.
- [16] SHI J, YU C, LI Y, et al. Does green financial policy affect debt-financing cost of heavy-polluting enterprises? An empirical evidence based on Chinese pilot zones for green finance reform and innovations [J]. *Technological forecasting and social change*, 2022, 179: 121678.
- [17] 陈艳, 许伟, 周园媛. 创新政策对新能源企业技术创新的影响——基于中国新能源企业的实证分析[J]. *科技管理研究*, 2022, 42(2): 8 – 15.
- [18] 李爽. R&D强度、政府支持度与新能源企业的技术创新效率[J]. *软科学*, 2016, 30(3): 11 – 14.
- [19] 孙莹, 孟瑶. 绿色金融政策与绿色技术创新——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. *福建论坛(人文社会科学版)*, 2021(11): 126 – 138.
- [20] 祁怀锦, 刘斯琴. 绿色金融政策促进企业绿色创新吗——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. *当代财经*,

2023(3):94-105.

- [21] LIU S, WANG Y. Green innovation effect of pilot zones for green finance reform: evidence of quasi natural experiment [J]. *Technological forecasting and social change*, 2023, 186:122079.
- [22] 李戎, 刘璐茜. 绿色金融与企业绿色创新[J]. *武汉大学学报(哲学社会科学版)*, 2021, 74(6):126-140.
- [23] 金环, 于立宏, 徐远彬. 绿色产业政策与制造业绿色技术创新[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(6):136-146.
- [24] ZHANG M, ZHANG X, SONG Y, et al. Exploring the impact of green credit policies on corporate financing costs based on the data of Chinese A-share listed companies from 2008 to 2019 [J]. *Journal of cleaner production*, 2022, 375: 134012.
- [25] DAI X, CHAPMAN G. R&D tax incentives and innovation: examining the role of programme design in China [J]. *Technovation*, 2022, 113:102419.
- [26] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of personality and social psychology*, 1986, 51(6):1173-1182.
- [27] 钱明, 徐光华, 沈弋. 社会责任信息披露、会计稳健性与融资约束——基于产权异质性的视角[J]. *会计研究*, 2016(5):9-17+95.
- [28] 周琛影, 田发, 周腾. 绿色金融对经济高质量发展的影响效应研究[J]. *重庆大学学报(社会科学版)*, 2022, 28(6):1-13.
- [29] 赵旭杰, 余超, 彭晓桐, 等. 结构性减税与企业全要素生产率——基于准自然实验的分析[J]. *中国软科学*, 2022(10):125-141.

(责任编辑:陈 春;英文校对:谈书墨)

## Research on the Impact of Green Finance Pilot Policies on Technological Innovation of New Energy Enterprises

WANG Bangjun<sup>1</sup>, CUI Linyu<sup>1</sup>, WANG Zhile<sup>2</sup>, WANG Yue<sup>1</sup>

(1. School of Economics and Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116, China;

2. Massey Institute, Nanjing University of Finance & Economics, Nanjing 210023, China)

**Abstract:** Green finance is an important way to promote China's green and low-carbon development and is the key to solving the financial bottleneck of technological innovation in the new energy industry. This paper employs data for A-share listed new energy enterprises from 2012 to 2021, with 2017 as the date of implementation of a green finance pilot policy, to construct a double-difference model and empirically study the impact of this policy on the technological innovation of new energy enterprises. The results show the following: (i) the green financial pilot policy promotes the technological innovation of new energy enterprises; (ii) the policy can alleviate the financing constraints of new energy enterprises, which in turn promotes the technological innovation of new energy enterprises; and (iii), the technological innovation of new energy enterprises in the regions with state-owned property rights, better awareness of social responsibility and that have higher levels of financial development and green finance are more significantly affected by the promotional effect of the pilot. This study provides a certain degree of guidance for new energy enterprises to formulate future technological innovation and financing strategies.

**Key words:** green finance pilot policy; new energy enterprises; technological innovation; financing constraints