

绿色金融改革创新试点政策对企业绿色创新的影响

兰飞^{1,2}, 余爽²

(武汉理工大学管理学院, 湖北武汉, 430070; 武汉理工大学创业学院, 湖北武汉, 430070)

[摘要] 绿色金融是将经济增长、环境保护、可持续发展进行综合考量的概念。以2017年国务院批准建立绿色金融改革创新试验区作为准自然实验,利用2011—2019年中国A股上市公司的面板数据,通过构建双重差分模型来评估中国绿色金融改革创新试点政策对企业绿色创新的影响。研究结果表明:建立绿色金融改革创新试验区能够促进企业绿色创新,从专利类型看,绿色实用新型专利创新活动的政策实施效果更好;从企业所有制看,非国有企业的政策促进效应更加显著。基于实证结果,未来应进一步提升绿色金融改革创新试点政策对企业绿色创新的促进作用。文章从扩大政策改革范围、提升政策支持、鼓励地方创新三个方面提出了相关政策建议。

[关键词] 绿色金融; 企业绿色创新; 双重差分法; 经济高质量发展

[中图分类号] F279.24 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1674-893X(2022)02-0018-10

一、引言

党的十九大报告提出,绿色技术创新是引领绿色发展的第一生产力,强调要构建市场导向的绿色技术创新体系,绿色金融是推动建设绿色技术创新体系的重要一环。我国绿色金融的发展可追溯至1981年,这一年中国初次提出利用经济杠杆来平衡经济和环境之间的关系;2016年G20峰会上,中国首次将“绿色金融”纳入议题,至此绿色金融政策体系的建立已上升至国家顶层设计层面。绿色金融是指在金融业务中,将业务对环境保护的影响和相应的成本收益问题进行综合考量,构建绿色创新包容的经济体,我国绿色金融政策体系尚处于发展阶段。在绿色金融政策体系中,企业、高等院校和科研院所分别有着不同的功能定位,其中企业作为国家创新的主体力量,需要加大加强绿色技术创新投入、专利申请和成果转化应用,应鼓励企业将绿色理念转化为具体实践,促使企业转向创新驱动的可持续运营模式,因此企业绿色创新是响应政策趋势和可持续高质量发展的长期基本要求和必然趋势。

2017年,绿色金融改革创新试点方案正式通

过,浙江、广东、新疆、贵州、江西等开启绿色金融改革创新试验区的建立。2019年,甘肃省兰州新区开启建设绿色金融改革创新试验区。2020年,以上地区的绿色债券余额为1350亿,较2019年增长了66%,绿色贷款余额为2368.3亿,占其全部贷款余额的15.1%,全国绿色贷款占全国全部贷款的10.8%,试点区域比全国平均水平高了4.3%。截至2021年上半年,全国绿色债券总募集资金规模达到2431亿元,在发行规模上超过了2020年全年水平,实现了逐年扩增。在绿色金融市场的创新业务中,为适应国家“碳达峰、碳中和”的战略目标,上交所债券市场先后推出了“碳中和债券”“绿色乡村振兴债券”等创新绿色债券品种,其中碳中和债券自2021年2月发行以来增发迅猛,规模达1397.12亿元,为低碳效益显著的绿色创新项目提供了有力支持。各绿色金融试验省区结合当地实际发展情况也积极探索绿色金融政策体系的发展,推出兼具特色化和多元化的新型金融产品来支持绿色金融改革的落实,如江西赣江新区发行了全国首单绿色市政专项债券,广东省花都市创新性地推出

[收稿日期] 2021-10-24; **[修回日期]** 2021-12-25

[作者简介] 兰飞,女,湖北当阳人,博士,武汉理工大学管理学院/创业学院副教授,主要研究方向:创新与创业管理;余爽,女,湖北麻城人,武汉理工大学创业学院硕士研究生,主要研究方向:创新与创业管理,联系邮箱:ysh980421@163.com

了碳排放权抵质押融资等金融产品, 各省区积极深化绿色金融机制改革, 构建并完善绿色金融政策体系。

绿色金融改革创新试验区的逐步扩增表明了国家层面对绿色金融改革创新试验区的高度重视, 进而表示了绿色金融政策全面发展的重要性, 考察这一政策的实施效果, 能为进一步充分发挥政策的科学性、有效性及后续改革创新试验区的建立, 提供借鉴和参考意义。

二、文献综述与研究假说

(一) 绿色金融政策

绿色金融的发展萌芽于 1974 年, 国外金融机构将环境保护和节能减排等思想纳入经营准则, 以此来保护生态环境。欧洲和日韩等国家在经历不断的产业结构调整下, 借助绿色金融政策实现经济向高质量发展转型, 将金融发展与环境保护有机结合起来。我国绿色金融发展滞后, 由于政府、金融市场和企业之间的信息不对称导致政策体系不完善, 绿色金融服务尚未延伸至中小企业^[1]。作为支持经济和生态效益共同增长的核心工具, 绿色金融发展是重中之重, 促使经济从高速发展向高质量发展转型, 因此建设完善的绿色金融政策体系的程序和细则是中国绿色金融发展的首要任务^[2]。绿色金融改革创新试验区的建立是政策先试点推行, 再依据实施效果来改进和完善, 总结试行经验, 进而在全国范围内推广^[3]。

具体而言, 关于绿色金融政策的研究主要集中于绿色金融体制的发展分析和现有绿色金融相关政策的实施效果评估两个方面。从 2008 年至 2021 年, 国内外绿色金融和能源政策领域的研究大量趋于绿色金融政策体系的构建。Moran 等研究发现碳税政策、政府补贴政策、绿色债券政策和绿色投资政策是最适应国家经济高质量发展的四种可行政策, 提出应利用绿色债券来更好地完善绿色金融体系, 从而降低投资风险, 刺激绿色经济可持续化发展^[4]。周琛影等将经济高质量发展分为经济绿色发展、结构优化、创新发展、稳定发展和高效发展五个维度, 深入研究绿色金融对经济发展的影响机制, 结果发现, 主要是通过提升经济绿色发展和结构优化来带动经济高质量发展^[5]。有学者结合各绿色金融改革创

新试验区的相关数据开展研究, 认为各省区绿色金融发展状况不一, 刘金石从绿色金融产品和服务的角度来总结各改革创新试验区的优势和不足, 提出应发展区域级绿色金融、鼓励开发新兴绿色金融产品和服务^[6]。绿色金融政策可划分为监管领域和财政领域, 王韧发现相比于财政领域, 监管领域的绿色政策更能提高绿色金融治理的效果, 揭示了绿色政策对绿色金融治理的作用机制^[7]。绿色金融政策中应用较为广泛的有绿色信贷政策和低碳试点政策, 学者们运用不同方法来评估这两项绿色金融政策, 杜莉和郑立纯梳理了我国绿色金融政策的发展历程, 并分为萌芽、初步建立、逐渐成长和日益完善四个阶段, 评估发现低碳政策能够抑制城市二氧化碳的排放^[8]。学者 Liu 等研究绿色信贷政策的实施效果, 发现对能源密集型产业有着显著的抑制投资效应, 但对产业结构升级的促进效果较差^[9]。曹廷求等认为, 当能源密集型产业社会责任评级较高时, 绿色信贷政策的实施会促进企业进行绿色创新, 反而会因受到融资约束而抑制了企业的发展^[10]。于是, 本文提出研究假设 1。

假设 1: 绿色金融改革创新试验区的建立, 可能会促进企业绿色创新。

(二) 企业绿色创新

绿色金融政策能够为企业创新发展提供资金支持和风险管控等有利条件, 政府通过内部资源配置和外部风险管控来重点扶持绿色创新项目, 促使企业进行绿色创新, 因此政策导向是企业可持续发展的重要支撑。欧美国家在绿色金融政策体系的完善和发展上走在世界前列, 在金融机构的资金激励、政府相关扶持政策认可下, 企业履行社会责任的意识更强、绿色创新更有活力^[11]。我国积极探索绿色金融政策体系的构建与完善, 在政策的支持下, 具有绿色创新活力的企业不仅符合当下绿色环保和碳中和的时代发展目标, 企业履行社会责任, 同时还能增强企业的竞争能力和盈利能力, 在利益相关者压力和政策压力下, 会促使企业增强绿色创新动力, 从而提升行业竞争优势^[12], 基于生态现代化理论, 以发挥生态优势来推动经济建设和现代化发展, 帮助企业树立绿色形象, 又能获得公众关注和支持,

进一步帮助企业掌握市场话语权和主动权^[13]。

在企业绿色创新相关的实证研究中,齐绍洲等评估碳排污交易试点政策对企业绿色创新的影响,将专利样本分为绿色发明专利和绿色实用新型专利,研究发现,政策的诱发作用主要针对绿色发明专利^[14]。徐佳和崔静波评估了低碳试点政策的实施效果,研究命令控制型政策、自愿型政策和市场型政策三种政策工具的影响机制,发现命令控制型政策工具是促进企业绿色创新的主要工具^[15]。邱洋冬评估开发区政策对企业绿色创新的影响,并分析了开发区设立政策对企业绿色创新激励作用的区域性偏向^[16]。王馨等评估绿色信贷政策对企业绿色创新的影响,比较了绿色信贷限制行业和非绿色信贷限制行业的绿色创新表现,发现绿色信贷限制行业的绿色创新“量”更高,但“质”的改善却不足^[17]。绿色金融政策从内部对企业提供资金配置,从外部风险管控和竞争激励为企业绿色创新活动创造有利条件,环境友好性的创新项目拥有一定的融资优先权,但重污染行业在政府管控下受到更多的融资约束,促使重污染企业基于竞争压力进行绿色创新^[18]。陈晨分析检验了环境规制对企业绿色创新、环境和经济绩效的影响效果,认为市场型的环境规制手段更有利于企业的绿色创新^[19]。肖小虹等发现在企业履行社会责任的过程中,企业通过社会资本的积累能促进绿色创新水平的提升,这种强化作用对非国有企业的影响高于国有企业^[20]。于是,本文提出假设2。

假设2:与国有企业相比,绿色金融改革创新试验区的建立更有助于促进非国有企业绿色创新。

上述研究针对已经开展的绿色金融改革创新试验区进行了不同视角的分析和探讨,尽管政府已经出台了一系列关于绿色金融改革创新的政策文件,但是对于如何促进经济发展及企业绿色创新还处于摸索阶段^[21],该领域的实证研究也较为匮乏。绿色金融改革创新试点政策提供了一个“准自然实验”,本文运用双重差分模型评估了试点政策对企业绿色创新的影响,基于实证检验结果,为进一步发挥绿色金融政策的有效性提供了相关政策建议。

三、研究设计

(一) 双重差分模型

双重差分模型多被用于评估政策效应。绿色金融改革创新试点政策始于2017年的五省区,2019年在甘肃推行,政策是有选择性地实施,适合用双重差分模型来评估政策实施效果。本文旨在评估绿色金融改革创新试点政策对企业绿色创新的影响,通过比较绿色金融改革创新试点政策前后试点地区与非试点地区的企业绿色创新活动的差异来研究政策效果。在模型构建上,实验组为2017年国务院设立的绿色金融改革创新试验区(浙江、广东、贵州、江西、新疆)五省区,由于甘肃省只有一年的实施后数据,无法体现出甘肃省试点的企业绿色创新效果,西藏相关数据缺失较严重,因此本文将甘肃省和西藏从研究样本中剔除,故实验组有5个省区的数据样本,控制组为24个省区的数据样本。本文建立如下双重差分计量模型:

$$Lnpatent_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_t + \beta_2 Post_t + \beta_3 Post_t \times Treat_t + \gamma \sum Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在(1)式中, $Lnpatent_{it}$ 为自变量,表示第*i*个企业在第*t*年的绿色创新水平, $Treat_t$ 为试点省份虚拟变量,若企业*i*位于试点省份则赋值为“1”,否则赋值为“0”; $Post_t$ 为政策时间虚拟变量,以2017年为时间节点,2017年之后所有年份赋值为“1”,反之则赋值为“0”; $Post_t \times Treat_t$ 是 $Treat_t$ 和 $Post_t$ 的交互项,其系数 β_3 即核心估计参数,代表绿色金融改革创新政策的净效应; $Control_{it}$ 是一系列控制变量,包括企业年龄、企业规模、资产负债率、企业托宾*Q*值和固定资产占比; λ_t 、 σ_c 分别是时间、省份的固定效应; ε_{it} 表示随个体和时间变化的随机扰动项。由表1可见,处理组为受到政策干预的样本,在政策实施之前, $Treat_t$ 等于1, $Post_t$ 等于0,二者的交互项 $Post_t \times Treat_t$ 则也为0;在政策实施之后, $Treat_t$ 等于1, $Post_t$ 等于1,二者的交互项 $Post_t \times Treat_t$ 则也为1,处理组在政策实施前后进行差分相减得到的差值为系数 $\beta_2 + \beta_3$;对照组为未受到政策干预的样本,在政策实施之前, $Treat_t$ 等于0, $Post_t$ 等于0,二者的交互项 $Post_t \times Treat_t$ 则也为0;在政策实施之后, $Treat_t$ 等于0, $Post_t$ 等于1,二

者的交互项 $Post_t \times Treat_t$ 则也为 0, 对照组在政策实施前后进行差分相减得到的差值为系数 β_2 , 再通过对处理组和对照组进行第二次差分, 消除处

理组和对照组原生的差异, 得到的差值为系数 β_3 , 即政策干预带来的净效应。

表 1 双重差分模型说明

$Lnpatent$	政策实施前($Post=0$)	政策实施后($Post=1$)	时间效应(一阶差分)
处理组($Treat=1$)	$\alpha+\beta_1$	$\alpha+\beta_1+\beta_2+\beta_3$	$\beta_2+\beta_3$
对照组($Treat=0$)	α	$\alpha+\beta_2$	β_2
处理效应(一阶差分)	β_1	$\beta_1+\beta_3$	β_3 (二阶差分)

(二) 数据说明及处理

本文的研究视角是评价绿色金融改革创新试验区对上市公司绿色创新活动的影响, 因此本文选取上市公司绿色专利申请数据作为解释变量。原因有以下两点: (1) 研究企业绿色创新的相关领域的文献采用专利数据来衡量, 具有研究依据; (2) 随着企业产权意识的增强和中国专利制度的完善, 专利数据更能量化体现企业的创新成果。上市公司绿色专利数据来自 CNRDS 数据库中的 CIRD 子库, 按照世界知识产权组织提出的“国际专利分类绿色清单”分别提取和汇总上市公司的绿色专利申请量和授权量, 国际专利绿色清单将绿色专利划分为七大类, 分别是: 交通运输类、废弃物管理类、能源节约类、替代能源生产类、行政监管与设计类、农林类和核电类。同时, 考虑到绿色专利从申请到获批耗时较长, 绿色专利授权量数据具有滞后性, 因此本文采用绿色专利申请量来衡量试点政策对企业绿色创新活动产生的影响, 为了进一步区分国内上市公司绿色专利的不同创新性, 同时将绿色专利分为绿色发明专利和绿色实用新型专利两个子样本研究专利异质性。

本文选取了 2011—2019 年中国沪深两市 A 股上市企业为研究样本, 企业层面的经济特征数据均来源于 CSMAR 数据库。为了使研究结果更具可比性, 进行了以下数据处理: ①剔除出现 ST、*ST 和 S*ST 的样本; ②剔除金融业上市公司样本; ③剔除注册地点是西藏和甘肃的样本; ④剔除 2012 年后上市的公司样本。最终得到 29 个省份的 2 201 个公司样本。为了减少极端值影响, 在 1%和 99%水平对连续型变量进行缩尾处理。本文使用的统计分析软件为 Stata.16。

为了缩小绿色专利数据间的绝对差异, 本文采用发明绿色专利申请量加 1 之后再取对数 ($Lnpatent$) 来衡量企业绿色创新。同时借鉴以往的研究并考虑到数据的可获得性, 本文选取以下变量为控制变量: 企业规模($Size$), 以总资产的自然对数表示, 已有研究表明企业规模是影响企业创新的重要因素, 企业规模越大, 投入的创新研发费用也越趋于稳定; 资产负债率(Lev), 以期末总负债与期末总资产的比率表示, 代表了企业经营活动的能力, 能够用于评估企业的融资风险, 反映企业创新能力; 企业固定资产规模(Ppe), 以企业期末固定资产除以期末总资产的比率表示, 用于分析企业固定资产有无资金闲置现象, 反映了企业的资金营运能力, 通常固定资产规模越小, 企业越有闲余资金来投入创新活动; 企业年龄(Age), 以企业上市年限表示, 代表了企业的成熟度, 通常企业成熟度越高, 创新意识会更强; 企业托宾 Q 值($TobinQ$), 以企业市场价值除以期末总资产的比率表示, 企业的托宾 Q 值体现了社会价值创造能力, 当企业的托宾 Q 值越大时, 会选择将金融资本转换为产业资本, 有更强的创新动机。

表 2 变量说明

分类	变量	指标含义
被解释变量	$Lnpatent$	企业绿色创新
核心解释变量	$Post \times Treat$	绿色金融试点的净效应
控制变量	Lev	资产负债率
	$TobinQ$	托宾 Q 值
	Age	企业年龄
	$Size$	企业规模(总资产)
	Ppe	固定资产占比

(三) 描述性统计

样本观测值共有 19 809 个, 企业托宾 Q 值 ($TobinQ$) 的样本观测值仅有 19 186 个, 说明该变量存在较多缺失值, 其他的变量的样本观测值都较为完整。样本中绿色专利自然对数的平均值为 0.302 6, 最小值为 0, 最大值为 6.770 8, 标准差为 0.728 8, 说明不同上市企业之间的绿色专利申请量差异较大。企业年龄平均值约为 18 年, 最小值为 10, 样本企业均为 2012 年之前上市。控制变量包含企业规模、企业年龄、托宾 Q 值、资产负债率和固定资产占比共五个变量。

表 3 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$Lnpatent$	19 809	0.303	0.729	0	6.771
Age	19 809	17.985	6.306	10	31
$TobinQ$	19 186	2.196	2.704	0.761	48.505
Lev	19 805	0.463	0.283	0.017	4.995
Ppe	19 809	0.217	0.172	0	0.869
$Size$	19 809	25.744	2.242	17.663	26.895

四、实证分析

(一) 平行趋势检验

使用双重差分法的前提是满足平行趋势假设, 以保证估计量的无偏性。在绿色金融改革创新试验区建立之前, 企业绿色技术创新变化趋势在处理组和对照组之间不具有系统性差异, 整体的时间趋势是基本保持一致的, 在政策实施之后, 处理组和对照组平行趋势被打破则表明处理组的企业绿色创新相对于对照组出现了趋势上的改变, 即使用双重差分法有效。图 1 为双重差分平行趋势图, 横轴表示年份, 纵轴表示绿色发明专利申请量。以 2017 年绿色金融试点省区颁布为实垂线, 在非试点期(2011—2017 年), 实验组的绿色专利申请量低于处理组的绿色专利申请量, 但两者大致呈现平行趋势。2017 年绿色金融试点政策实施后, 实验组的绿色专利申请量增长速度超过处理组, 并在申请总量上超过了处理组。从绿色专利的趋势变化图来看, 支持了平行趋势假说。

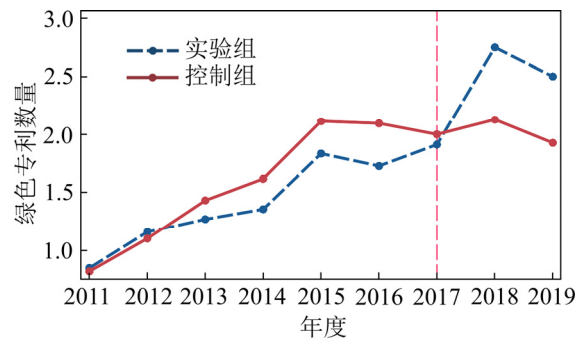


图 1 平行趋势检验图

进一步对样本数据进行计量检验, 生成年份虚拟变量和实验组虚拟变量的交互项 $Post \times Treat$, 政策发生前取 5 年, 发生后取 2 年, 共得到 8 个虚拟变量交互项。同时为了避免共线性问题, 去掉政策发生前一期作为基准组, 如表 4 所示, 政策发生前的虚拟变量交互项系数均不显著, 说明在 2017 年绿色改革创新试验区建立之前, 实验组和对照组满足平行趋势假设, 即平行趋势检验通过。

表 4 平行趋势检验结果

变量	$Lnpatent$
$Post \times Treat$	0.063 6** (0.030 4)
$Post$	0.036 9*** (0.009 58)
$Before5$	0.027 3 (0.017 6)
$Before4$	-0.010 8 (0.022 4)
$Before3$	0.00 789 (0.024 1)
$Before2$	0.034 1 (0.025 6)
$Before1$	0.067 4** (0.026 2)
$Current$	-0.022 5 (0.022 2)
$After1$	0.016 7 (0.019 2)
N	2 201
R^2	0.014

注: 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示显著性水平为 10%、5%、1%, 后同。

(二) 基准回归

按照上述数据说明与处理, 本文将研究样本按照绿色专利申请总量、绿色发明专利和绿色实用新型专利分为三组, 分别检验绿色金融改革创新试验区的建立对企业绿色创新产生的影响。表 5 为基准回归结果, (1) 为企业绿色专利申请总量; (2) 为企业绿色发明专利申请数量; (3) 为企业绿色实用新型专利申请数量。其中模型 1 未考虑到其他因素的影响, 模型 2 控制了企业规模、企业年龄、托宾 Q 值、固定资产占比和企业规模等变量, 在第(1)—(3)中, 本文控制了时间固定效应和省份固定效应。企业绿色专利申请总量的交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数分别为 0.042 5 和 0.040 7, 均在 1%水平下显著, 企业绿色实用新型专利组交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数分别为 0.037 2 和 0.036 0, 均在 1%的置信水平下显著, 企业绿色发明专利组交互项 $Post \times Treat$ 的回归

系数分别为 0.017 8 和 0.017 3, 在 10%的置信水平下显著。说明绿色金融改革创新试点政策显著促进了试点地区企业的绿色创新水平, 相较于绿色发明专利, 政策对企业绿色实用新型专利的发明影响更大, 可能原因在于绿色发明专利的核心技术要求更高, 实用新型专利申请审批条件更为宽松, 耗时短且实用性更强。假说 1 得到验证。

控制变量中, 企业规模会显著提升企业绿色创新水平, 表明企业规模越大, 企业成熟度越高, 绿色金融改革创新政策效应更加明显, 与理想预期相符。在绿色专利总量样本和绿色发明专利样本中, 企业固定资产占比的影响系数显著为正, 说明企业的闲置资金比例越高, 越会倾向于投入研发进行绿色创新活动; 在绿色发明专利样本中, 企业资产负债率的影响系数显著为正, 三个样本中企业托宾 Q 值的影响系数都不显著, 说明企业托宾 Q 值并非影响企业绿色创新的核心要素。

表 5 基准回归结果

变量	(1) 绿色专利总量		(2) 实用新型专利		(3) 发明专利	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
$Post$	0.052 4*** (0.006 88)	0.035 6*** (0.007 54)	0.029 8*** (0.006 45)	0.020 0*** (0.007 09)	0.046 7*** (0.005 14)	0.035 5*** (0.005 64)
$Post \times Treat$	0.042 5*** (0.012 8)	0.040 7*** (0.013 0)	0.037 2*** (0.012 0)	0.03 60*** (0.012 2)	0.017 8* (0.009 56)	0.017 3* (0.009 74)
$TobinQ$		-0.000 922 (0.001 59)		-0.000 952 (0.001 50)		1.85×10^{-5} (0.001 19)
Lev		0.025 7 (0.017 0)		0.013 6 (0.016 0)		0.023 4* (0.012 7)
Ppe		0.067 2* (0.037 2)		0.031 9 (0.034 9)		0.070 4** (0.027 8)
$Size$		0.011 3*** (0.001 38)		0.006 67*** (0.001 30)		0.007 72*** (0.001 03)
常数项		-0.025 0 (0.035 8)	0.212*** (0.003 14)	0.036 5 (0.033 6)	0.123*** (0.002 50)	-0.096 2*** (0.026 8)
观测值	19 809	19 186	19 809	19 186	19 809	19 186
R^2	0.008	0.013	0.004	0.006	0.008	0.013
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(三) 稳健性检验

1. 反事实检验

为了排除处理组和控制组企业在建立绿色金融改革创新试验区之前就存在的固有差异对实证结果的影响,改变政策发生时间节点,进行反事实检验。本文将建立绿色金融改革创新试验区的时间提前到2014年进行估计,将2011—2013年定义为政策发生前,2014—2019年定义为政策发生后,检验该虚拟政策对企业绿色创新的影响。由表6的回归检验结果看,模型1的交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数为0.0159,统计上不显著。由此可见,企业绿色创新水平的提升主要源于绿色金融改革创新政策,处理组和控制组之间的固有差异及遗漏变量对本文结论干扰较小,研究结果可靠。

表6 稳健性检验结果

变量	模型1	模型2	模型3
$Post$	0.0752*** (0.00945)	0.0493*** (0.00843)	0.0358*** (0.00754)
$Post \times Treat$	0.0159 (0.0130)	-0.00448 (0.0119)	0.0408*** (0.0130)
$TobinQ$	-0.00398** (0.00156)	-0.000941 (0.00159)	-0.000492 (0.00163)
Lev	0.0357** (0.0169)	0.0270 (0.0170)	0.0251 (0.0172)
Ppe	0.0554 (0.0369)	0.0674* (0.0372)	0.0667* (0.0372)
$Size$	0.00293 (0.00185)	0.0114*** (0.00138)	0.0113*** (0.00138)
常数项	0.159*** (0.0446)	-0.0264 (0.0358)	-0.0242 (0.0358)
观测值	19186	19186	19184
R^2	0.014	0.012	0.012
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制

2. 处理组选取

选取不受政策影响省份的企业作为处理组,假设其受到了绿色金融改革创新试点政策的影响,与对照组再次进行回归。表6的模型2表明,交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数为0.00448,在统

计上不显著。说明是绿色金融改革创新试验区的建立在有效促进企业绿色创新,进一步证实了研究结论。

3. 倾向得分匹配检验

为解决不同企业之间可能存在的系统性差异导致的样本选择偏误问题,本文采用PSM-DID方法进行稳健性检验。首先采用近邻匹配为实验组匹配合适的控制组,匹配后检验各协变量是否存在差异,检验发现协变量在对照组和控制组之间基本平衡,满足了共同支撑假设。由表6的模型3可知,交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数为0.0408,在1%的置信水平下显著,与前文的结论一致,进一步证实了绿色金融改革创新试验区对企业绿色创新水平的促进作用。如表6所示,采用不同控制组进行估计时,企业年龄、托宾Q值、固定资产占比和企业规模等控制变量的符号、大小、显著性均基本与表5保持一致,总体系数估计基本稳定。

(四) 异质性检验

本文根据企业所有制将整体研究样本区分为国有企业和非国有企业两个子样本,以检验绿色金融改革创新试验区的建立是否会对不同所有制企业的绿色创新水平产生差异化影响。由表7的实证结果可知,其中模型1未考虑其他因素的影响,模型2考虑了企业年龄、托宾Q值和企业规模等控制变量的影响。非国有企业样本组交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数分别为0.058和0.0579,在1%的置信水平下显著,国有企业组交互项 $Post \times Treat$ 的回归系数分别为0.024和0.0255,未通过显著性检验。由此可见,绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新活动存在企业所有制层面的异质性,绿色金融改革创新试验区的建立能够显著促进非国有企业绿色创新,而对于国有企业,政策效应在整体层面并不显著。可能原因在于我国的经济环境中,国有企业占有重要地位,普遍受到更弱的环境规制和融资约束,非国有企业则面临更强的环境压力和融资约束,因此在绿色金融改革创新试验区建立后,非国有企业能更加迅速地积极响应政府号召,抓住绿色创新机会,从而保持和扩大市场竞争优势。假说2得到验证。

表7 企业所有制异质性检验结果

变量	非国有企业		国有企业	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
<i>Post</i>	0.040 9*** (0.010 6)	0.016 5 (0.011 7)	0.063 0*** (0.008 82)	0.053 8*** (0.009 67)
<i>Post</i> × <i>Treat</i>	0.058 0*** (0.017 6)	0.057 9*** (0.017 9)	0.024 0 (0.019 4)	0.025 5 (0.019 7)
<i>TobinQ</i>		-0.001 59 (0.002 02)		0.000 481 (0.002 53)
<i>Lev</i>		0.018 7 (0.018 1)		0.056 7* (0.033 4)
<i>Ppe</i>		0.016 0 (0.058 1)		0.116** (0.047 2)
<i>Size</i>		0.012 0*** (0.001 89)		0.011 2*** (0.002 03)
常数项	0.286*** (0.004 87)	-0.014 8 (0.047 5)	0.276*** (0.004 53)	-0.066 9 (0.056 6)
观测值	10 548	10 173	9 261	9 013
<i>R</i> ²	0.007	0.011	0.009	0.015
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制

五、结论与政策建议

企业绿色创新质量是推动创新发展的重要动力, 本文以 2011—2019 年 A 股上市公司绿色专利数据为基础, 利用 2017 年国务院批准试点建立绿色金融改革创新试验区构造准自然实验, 采用双重差分法实证检验绿色金融改革创新试验区对企业绿色创新水平的影响。研究表明: 绿色金融改革创新试验区政策能够在一定程度上诱发企业整体绿色创新, 并且对企业绿色发明专利的促进作用要高于绿色实用新型专利。此结论通过了平行趋势假设, 在进行了反事实检验、改变处理组样本和倾向得分匹配等稳健性检验后依然成立, 研究结果具有可靠性。此外, 从异质性检验中发现, 相较于国有企业, 绿色金融改革创新试验区的建立对非国有企业绿色创新的促进作用更大。

基于以上研究结论, 为进一步有效推进绿色

金融改革创新试验区的建立和提升企业绿色创新水平, 本文提出如下政策建议:

一是扩大政策改革范围。绿色金融改革创新试验区的建立推动了企业绿色创新, 应扩大绿色金融改革创新试点的建设范围, 进一步发挥绿色金融政策效应, 逐步向全国范围推广以提升国家整体企业的绿色创新能力, 同时要注重六省区九地的改革经验, 避免走弯路错路, 提高绿色金融改革实验成果的转化率。更进一步, 应该鼓励金融机构在“一带一路”沿线国家优化绿色金融布局, 我国在过去五年内在绿色金融市场上取得了关键进展和优异成绩, 从资金配置、风险管控到最终绿色消费形成完整闭环, 鼓励境外金融市场积极探索与可持续发展相关的绿色金融产品创新, 推动绿色金融的国际化发展。

二是提升政策支持。不同地区的绿色金融发展水平参差不齐, 不同类型绿色金融产品的适用

条件和后续信息披露需要有严格的标准和方向性指引。在绿色金融政策评估体系中,应建立专业的绿色金融考核机构从上至下严格监管,参与企业绿色创新项目的环境信息披露、技术风险评估和环境责任确认,科学合理评估项目的创新属性和绿色属性,打破技术壁垒,帮助资本市场有效识别企业绿色创新项目,从而精准管控投资管理风险,建立信息共享平台,为相关利益体提供有益参考,二者相辅相成,共同推进地区的可持续发展。

三是鼓励地方创新。从目前绿色债券市场的整体进展来看,绿色债券的品种创新为市场注入了活力,2021年发行的碳中和债券、蓝色公司债券目标导向性很强,为效益显著的绿色项目提供了有力支持。政府应鼓励各金融机构推陈出新,进一步推出种类多样绿色金融产品,明确绿色供应链资产的界定标准和资金用途限制,为绿色核心企业的上下游支持单位提供融资支持,以满足不同消费者、投资者的多样化需求,帮助绿色技术实现产业化和商业化,助力企业,为打开消费市场确立优势,鼓励消费者绿色消费,最终实现绿色创新的价值转化,自上而下地推动绿色经济高质量发展。

参考文献:

- [1] VENKATESH D, KUMARI M. Enhancing SMEs access to green finance[J]. *International Journal of Marketing*, 2012, 1(7): 22–35.
- [2] 蔡玉平, 张元鹏. 绿色金融体系的构建: 问题及解决途径[J]. *金融理论与实践*, 2014(9): 66–70.
- [3] 岳永生. 绿色金融发展水平测度及比较分析——基于绿色金融改革创新试验五省区的实践经验[J]. *区域金融研究*, 2019, 25(4): 34–38.
- [4] WANG M., LI X., WANG S. Discovering research trends and opportunities of green finance and energy policy: A data-driven scientometric analysis[J]. *Energy Policy*, 2021, 14(4): 1–12.
- [5] 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/OL]. *重庆大学学报(社会科学版)*, (2021–05–13) [2022–04–04]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1023.C.20210513.1530.002.html>.
- [6] 刘金石. 我国区域绿色金融发展政策的省际分析[J]. *改革与战略*, 2017, 33(2): 46–50.
- [7] 王韧. 中国绿色金融治理效应评估及绿色政策选择——基于 334 家公众公司的微观数据[J]. *宏观经济研究*, 2021, 41(6): 133–145.
- [8] 杜莉, 郑立纯. 我国绿色金融政策体系的效应评价——基于试点运行数据的分析[J]. *清华大学学报(哲学社会科学版)*, 2019, 34(1): 173–182, 199.
- [9] LIU J Y, XIA Y, FAN Y, et al. Assessment of a green credit policy aimed at energy-intensive industries in China based on a financial CGE model[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 31(6): 293–302.
- [10] 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.
- [11] BORSATTO J, AMUI L. Green innovation: Unfolding the relation with environmental regulations and competitiveness[J]. *Resources, Conservation & Recycling*, 2019, 149(6): 445–454.
- [12] TU Y, WU W. How does green innovation improve enterprises' competitive advantage? The role of organizational learning[J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2020, 26(2): 504–516.
- [13] 张玉明, 邢超, 张瑜. 媒体关注对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. *管理学报*, 2021, 18(4): 557–568.
- [14] 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.
- [15] 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, 34(12): 178–196.
- [16] 邱洋冬. 开发区设立、区域偏向与企业绿色创新[J]. *上海财经大学学报*, 2020, 22(4): 49–63.
- [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, 11.
- [18] 沈璐, 廖显春. 绿色金融改革创新与企业履行社会责任——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. *金融论坛*, 2020, 25(10): 69–80.
- [19] 陈晨. 环境规制对企业绿色创新及绩效的影响研究[D]. 沈阳: 辽宁大学, 2019.
- [20] 肖小虹, 潘也, 王站杰. 企业履行社会责任促进了企业绿色创新吗?[J]. *经济经纬*, 2021, 38(3): 114–123.
- [21] MUGANYI T, YAN L N, SUN H P. Green finance, fintech and environmental protection: Evidence from China[J]. *Environmental Science and Ecotechnology*, 2021, 10(7): 425–430.

The influence of green finance reform and innovation pilot policy on enterprise green innovation

LAN Fei^{1,2}, YU Shuang²

- (1. School of Management, Wuhan University of Technology, Wuhan 430070, China;
2. School of Entrepreneurship Wuhan University of Technology, Wuhan 430070, China)

Abstract: Green finance is a concept that combines economic growth, environmental protection and sustainable development. Taking the establishment of green finance reform and innovation pilot zone approved by the State Council in 2017 as a quasi-natural experiment, this paper uses panel data of Chinese A-share listed companies from 2011 to 2019 to evaluate the impact of China's green finance reform and innovation pilot policies on enterprises' green innovation by constructing a differences-in-differences model. The results show that the establishment of green finance reform and innovation pilot zone can promote green innovation of enterprises, and from the perspective of patent type, the policy implementation effect of green utility model innovation activities is better, and from the perspective of enterprise ownership, the innovation promotion effect of non-state-owned enterprises is more obvious. Based on the empirical results, the role of green finance reform and innovation pilot policies in promoting enterprises' green innovation should be further enhanced in the future. The paper puts forward relevant policy suggestions from three aspects: expanding the reform scope, enhancing policy support and encouraging local innovation.

Key Words: green finance; enterprises' green innovation; differences-in-differences model; high-quality economic development

[编辑: 胡兴华]