

绿色金融与企业绿色创新

李戎 刘璐茜

摘要 在碳中和战略背景下,绿色金融如何助力企业绿色创新,推动社会转型成为关键课题。以2017年绿色金融改革创新试验区政策作为准自然实验,利用2012-2019年中国沪深A股上市公司的绿色专利数据探索绿色金融对企业绿色创新是否有显著影响及其作用机制,可以发现:绿色金融改革创新试验区对企业绿色创新有显著的促进作用,在企业特征异质性层面,这一政策对非污染企业、大规模企业与国有企业的促进作用更显著;在金融环境异质性层面,这一政策对银行竞争程度更弱地区的企业促进作用更显著。在作用机制方面,绿色金融通过提高企业长期借款占比,改善企业债务结构来促进企业绿色创新,暂时没有得到融资成本渠道的相关证据。应不断完善绿色金融体系,促进绿色金融在社会绿色转型、碳中和目标实现与长期生态文明建设中发挥重要作用。

关键词 绿色金融;企业绿色创新;双重差分模型;债务结构

中图分类号 F830 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2021)06-0126-15

基金项目 国家自然科学基金面上项目(71973143)

2020年9月,习近平主席在第七十五届联合国大会一般性辩论上的讲话提出,中国将提高国家自主贡献力度,力争2030年前二氧化碳排放达到峰值,2060年前实现碳中和。2021年3月15日,习近平总书记在主持召开中央财经委员会第九次会议时再次指出,要把碳达峰、碳中和纳入生态文明建设整体布局,彰显了我国坚持绿色低碳发展的战略定力和积极应对气候变化、推动构建人类命运共同体的大国担当。我国目前化石能源占比超过85%，“碳达峰”“碳中和”是一个庄严的承诺,同样是一个巨大的挑战,意味着要求经济社会全面向绿色低碳转型,实现经济、能源、环境、气候共赢和可持续发展。科技创新是支撑我国达成碳中和目标的基础和关键,绿色技术创新是绿色发展与社会绿色转型的基石。资金瓶颈是绿色技术发展的一大阻碍,绿色技术创新不足将导致绿色产品和服务成本过高,使得绿色生产和绿色消费的发展受限。未来必须通过大规模的绿色技术创新降低绿色生产、绿色消费、绿色出行的成本和价格,推动资源向绿色产业配置,推动投资、生产和消费向绿色化转型^[1](P1-8)。

我国绿色金融发展迅速,市场规模走在国际前列,但碳中和目标下社会资本通过绿色金融体系对绿色创新的支持作用还有较大空间。自2016年《关于构建绿色金融体系的指导意见》印发以来,我国绿色金融市场规模持续扩大,绿色信贷、绿色债券位居世界前列。2017年6月,国务院常务会议决定将浙江、江西、广东、贵州和新疆五省(区)作为首批试点,2019年甘肃获批加入试点,建设各具特色的绿色金融改革创新试验区,这标志着绿色金融改革的落地与实施。此举旨在提高金融机构绿色可持续发展水平,引导金融资源配置到绿色环保项目,同时减少对重污染企业的资金供给,倒逼企业参与绿色项目,促进生态文明建设与绿色发展。各绿色金融改革创新试验区以创新推动绿色产业发展为主线,在绿色金融标准、绿色金融产品服务创新、激励约束机制等方面积极探索,取得阶段性成果,截至2020年末,六省(区)九地绿色贷款的余额已经达到2368.3亿,占六省(区)九地全部贷款余额的15.1%,比全国的平均水平高

了4.3个百分点;2020年末绿色债券余额达到1350亿,同比增长66%,绿色金融产品创新成果丰富,如江西赣州新区成功发行了全国首单经认证的绿色市政专项债券,广州市花都区创新了碳排放权抵质押融资金金融产品,新疆多试验片区实现银行业金融机构绿色专营机构全覆盖等,有效提升绿色金融服务供给。碳中和目标的提出为绿色金融快速发展提供了机遇,同样也提出了更高的要求,目前我国绿色技术创新的金融支持相对于碳中和目标严重不足,绿色技术创新与绿色投资存在投资周期长、收益不确定、信息披露机制不完善、绿色标准界定不清晰评估成本高等因素对于传统金融体系的吸引力有限,绿色金融发展如何助力绿色创新、推动社会转型、实现碳达峰碳中和战略目标成为关键课题。

本文从企业绿色创新的角度入手,以2017年绿色金融改革创新试验区政策作为准自然实验,利用双重差分模型检验绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新是否有显著影响,并且进一步检验包括企业污染程度、企业规模、企业所有制属性的企业特征与以银行竞争为代表的金融环境特征对这一政策效果的异质性影响。对于绿色金融影响企业绿色创新的机制研究,本文探索绿色金融是否通过降低企业融资成本或者为企业长期资金改善企业债务结构来影响企业绿色创新。本文从企业绿色创新这一关键维度探究绿色金融改革创新试验区的政策影响,探索绿色金融促进企业绿色创新的效果与作用机制,一方面有助于政策评估与改善,另一方面为绿色金融是否促进社会绿色转型提供依据,为碳中和目标下绿色金融发展、绿色金融体系完善、长期生态文明建设提供参考。同时,本文运用绿色专利数据作为绿色创新的代理变量,能较好地刻画企业创新行为与创新成果,为绿色创新相关研究提供更为科学的依据。

一、文献综述

本文的研究内容主要与两条文献线索相关,分别是绿色金融的微观影响与企业绿色创新的影响因素。

第一,关于绿色金融的微观影响研究。总体上,绿色金融是为解决环保产业和项目融资问题所进行的金融创新,本质上是基于环境约束的信贷配给,绿色金融能够建立一种绿色投融资激励机制,将环境污染内生化为排污企业的融资成本,促使资金从高污染产业流向低污染产业,降低污染型产业的投资收益率与资金可得性,提高绿色产业的投资收益率与资金可得性,增加对环保企业的金融支持,以实现经济的绿色发展^[2](P61-68)^[3](P11-15)。

具体而言,绿色金融主要包括绿色信贷、绿色债券、绿色基金、绿色保险等绿色金融工具及服务,当前国内外对绿色金融的实证研究有限,多数集中在考察绿色信贷的政策效应。连莉莉通过对比绿色企业与“两高”企业的债务融资成本,发现绿色信贷有效推动了绿色企业发展^[4](P85-95);王康仕等重点考察绿色金融发展对绿色企业投资的影响机制,发现绿色金融发展既能产生直接的投资增长效应,促进绿色企业投资,又能通过对企业债务期限结构的偏向效应,缓解期限错配问题,产生间接的投资增长效应^[3](P11-21)。另一方面,J.Liu等学者发现绿色信贷政策对“两高”企业具有显著的融资惩罚效应和投资抑制效应^[5](P293-302)。苏冬蔚和连莉莉全面考察了绿色信贷对重污染企业投融资行为的影响,发现重污染企业的有息债务融资和长期负债均显著下降且高排放地区国有大型企业的降幅最大,国有、大型重污染企业的新增投资显著减少,重污染企业的债务成本显著上升且经营绩效大幅下滑^[6](P127-141)。部分研究进一步发现绿色信贷推动企业研发投入与生态创新、技术创新以及产业结构升级^[7](P91-103)^[8](P53-56)^[9](P1918)。此外,林德简等却认为相比以绿色信贷为代表的间接融资方式,以绿色证券为代表的直接融资方式对环保企业发展更有效^[10](P129-135)。绿色债券是否能有效降低企业融资成本、提高经济收益,国内还没有得出统一结论^[11](P72-79)^[12](P11-15)。Gilbert等认为绿色基金、绿色保险等绿色金融产品能带动私人资本进入节能环保领域^[13](P10-15)。W.Li和M.Hu研究表明,参加绿色保险有助于企业加强环境风险管理^[14](P316-328)。

一方面现有文献关于绿色金融对企业绿色创新的影响与机制研究还相对有限,另一方面现有文献对绿色金融对企业影响的实证研究多从单一绿色金融工具与产品出发进行研究,而绿色金融改革创新试验区是较为综合的绿色金融政策,标志着绿色金融的落地与实施,并且也鼓励试点省份进行全面的绿色金融体系的建立,目前对于这一较为综合的绿色金融政策的评估与研究还相对较少,所以本文以绿色金融改革创新试验区政策作为准自然试验,对绿色金融对企业绿色创新与绿色转型的效果与机制进行研究。

第二,企业绿色创新的影响因素。Rennings对绿色创新做出较为代表性的定义,将绿色创新界定为用于应对环境问题的新观点、新产品、新服务、新工艺或新的管理体系^[15](P319-322)。绿色创新兼具社会责任角度的“绿色”和经济发展角度的“创新”,不仅可以解决环境问题,提高环境绩效,也可以通过降低生产成本和差异化经营来提高企业竞争力^[16](P2-3)。已有部分文献对绿色创新的影响因素进行研究。在企业特征层面,D.Li等发现盈利能力越强的企业绿色产品创新越高^[17](P41-49)。Brunnermeier等发现企业的环境治理费用投入越高,其绿色创新成果即绿色专利数量就越多^[18](P278-293)。张旭等发现研发投入对绿色技术创新有显著的正向促进作用,且随时间推进促进效果不断增强,而环境规制短期内效果相对研发投入效果更强,但是随着时间变化效果明显低于研发投入的促进效果^[19](P111-119)。另一方面,高管特点如环保意识、受教育程度、性别、就业背景等对企业绿色创新也可能产生影响^[20](P1110-1117)^[21](P110-115)^[22](P72-83)。另外,公司治理^[23](P361-369)、技术能力^[24](P283-296)等均可能影响企业绿色创新。

在政府环境规制与补贴层面,Berrone等^[25](P891-909)、D.Li等^[17](P41-49)、曾义等^[26](P87-98)发现政府环境规制确实能促进企业进行绿色技术创新,制度压力促进企业增加绿色创新相关研发投入,推动企业开展绿色创新活动。李青原、肖泽华^[27](P194-210)探究了异质性环境规制工具对企业绿色创新的激励效果,发现排污收费“倒逼”了企业绿色创新能力,这一“倒逼”效应体现在外部压力和内部激励上;环保补助却“挤出”了企业绿色创新能力,这一“挤出”效应体现在迎合政府和机会主义。齐绍洲等^[28](P129-143)研究环境权益交易市场是否诱发企业绿色创新,发现相对于非试点地区及清洁行业,排污权交易试点政策确实诱发了试点地区污染行业内企业的绿色创新活动。企业的政治资源也可能对企业绿色创新产生负面影响。H.Lin等发现政治资本会降低企业绿色创新的参与度,主要原因可能是政治资本对企业的庇护作用^[29](P63-72)。政府环境规制之外,绿色金融对企业绿色创新的研究还较为有限,何凌云等研究了绿色信贷对节能环保企业技术创新的影响,发现绿色信贷水平提高均对环保企业技术创新有显著的促进作用,绿色信贷通过研发投入促进环保企业技术创新,并且这一过程存在时滞效应^[7](P91-103)。

企业绿色创新对企业与社会绿色转型具有重要意义,其影响因素较丰富,已有文献也进行了较多的探讨,但是绿色金融体系在我国还处于发展与完善的阶段,资金来源与资金期限错配问题等也一直是绿色创新的重要阻碍,文献中对于绿色金融对企业绿色创新的研究还非常有限。本文以绿色金融改革创新试验区政策作为准自然试验,考察绿色金融对企业绿色创新与绿色转型的效果和机制,以期丰富企业绿色创新影响因素研究。

二、变量选取与数据处理

为考察绿色金融对企业绿色创新是否有显著影响及其作用机制,本文选取中国沪深A股非金融类上市公司进行研究。

(一) 样本选取与数据来源

本文选取2012-2019年中国沪深A股上市公司的专利数据及企业特征数据进行研究。上市公司专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),其中,数据库对绿色专利划分标准完全遵循了世界知识

产权局的绿色专利标准,对来源于国家知识产权局和 Google Patent 的专利进行统计。上市公司其他经济数据来自国泰安数据库(CSMAR)。由于绿色创新主要集中在非金融行业,并且金融类企业是绿色金融的主要参与机构,因此本文研究上市公司样本不包含金融上市公司,为保持样本的平衡性,进一步剔除2017年及之后上市企业、排除相关数据缺失上市公司后最终全样本包含观测数11297,上市公司1639家(2017年)。对于上市企业的财务数据,为了排除极端值的干扰,本文对所有连续的财务特征数据进行了2%的缩尾处理。

(二) 变量选取

本文选取上市公司申请的绿色发明占其当年申请的所有发明专利的比例(Gpatent)作为绿色创新的代理变量。原因如下:一是专利包括发明专利、实用新型专利与外观设计专利,三类专利的创新性依次降低,绿色专利分类同理^[28](P63-72),为了更好的代表绿色创新成果,本文选取绿色发明来作为绿色创新的代表。二是专利授权涉及较长时间的审批,并且专利技术可能在申请过程中就对企业绩效产生影响,因为专利申请数据会比专利授予数据更稳定、可靠和及时^[30](P60-73)。三是绿色专利占比指标能够更好的代表企业对绿色创新的产出的相对水平,能更好的体现企业与社会绿色转型的程度,且相比单纯的专利数量,能有效地排除一些其他因素如创新补贴带来的影响。为了证明主要变量选取的科学性与结论的稳定性,本文在稳健性检验部分也分别对上市公司申请的绿色专利占其当年申请的所有专利的比例(Gpatent1)、上市公司申请的绿色实用新型专利占其当年申请的所有实用新型专利的比例(Gpatent2)和上市公司独立申请的绿色发明占其当年独立申请的所有发明专利的比例(Gpatent3)进行检验。

考虑到企业层面其他因素可能对企业绿色创新产生影响,本文选取了资产规模(Asset)、企业托宾Q值(TobinQ)、总资产收益率(ROA)、资产负债率(Debt_to_asset)、资本密集度(Capital)、第一大股东持股比例(Big)这些企业层面的经济特征数据作为控制变量。资产规模(Asset)以企业年末总资产规模的对数来衡量,通常而言,规模较大的企业会进行更为稳定的研发投入并且创新成功率也越高。企业托宾Q值(TobinQ)为市场价值与资本重置成本之比,代表企业社会价值创造能力,该数值越大的企业可能拥有更强的创新意识。总资产收益率(ROA)代表企业盈利能力,盈利能力越高的公司可能创新意愿与能力更强。资产负债率(Debt_to_asset)以企业年末负债总规模与资产总规模占比来衡量,体现企业的杠杆水平,适度的负债经营可能允许企业有更充裕的资金进行研发创新。资本密集度(Capital)为总资产与营业收入的比值,代表企业对资本投入的依赖程度,设备与技术对资本越密集的企业更为重要,这类可能更加重视企业创新。

(三) 描述性统计

各主要变量的描述性统计如表1所示。由表1可见,中国上市公司绿色发明占其当年申请的所有发明专利的比例(Gpatent)平均值仅为14%,可见绿色发明相较发明申请的总量还是比较少的。

表1 描述性统计

Variables	N	Mean	SD	Min	Max
<i>Gpatent</i>	11,297	0.14	0.23	0.00	1.00
<i>Gpatent1</i>	10,829	0.13	0.23	0.00	1.00
<i>Gpatent2</i>	11,297	0.12	0.19	0.00	1.00
<i>Gpatent3</i>	9,390	0.11	0.19	0.00	1.00
<i>TobinQ</i>	11,297	2.30	1.34	0.92	10.91
<i>ROA</i>	11,297	0.04	0.06	-0.43	0.17
<i>Debt_to_asset</i>	11,297	0.39	0.19	0.04	0.88
<i>Capital</i>	11,297	2.30	1.36	0.52	9.07
<i>Asset</i>	11,297	22.12	1.21	19.89	25.91

三、模型与实证分析

为考察绿色金融对企业绿色创新是否有显著影响及其作用机制,本文构造双重差分模型进行实证分析,并进行平行趋势检验与稳健性检验,以保证估计结果的科学性与稳健性。

(一) 双重差分模型

本文分析绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新是否产生影响,即绿色金融的深化对绿色转型产生怎样的影响,选取双重差分模型进行检验。2017年6月,国务院常务会议决定将浙江、江西、广东、贵州和新疆五省(区)作为首批试点,建设各具特色的绿色金融改革创新试验区,标志着绿色金融政策的落地与实施。本文将绿色金融改革创新试验区政策作为准自然实验,试验区五省(区)的上市公司作为实验组,其余省的上市公司作为对照组,政策发布时间为2017年6月,考虑到各地政策落实及政策作用发挥具有一定的滞后性,所以本文将2017年作为政策时间节点,2017年及之前为政策未实施时间区间,2018年及以后为政策实施区间,以此识别政策净效应,具体模型如下:

$$Gpatent_{i,p,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i * Post_t + \partial X_{i,t} + \alpha_i + \delta_p + \gamma_t + \epsilon_{i,p,t} \quad (1)$$

其中, i, p, t 分别表示上市公司、省份与时间。 $Gpatent_{i,p,t}$ 表示某一上市公司 i 在 t 年申请的绿色发明占其当年申请的所有发明专利的比例; $Treat_i$ 为试点地区的虚拟变量,浙江、江西、广东、贵州和新疆五省(区)的上市公司取1,其余省份上市公司取0; $Post_t$ 为政策试点前后的虚拟变量,政策实施期间(2018年及之后)取1,政策实施之前(2017年及之前)取0; $X_{i,t}$ 为公司层面控制变量;该模型还控制了省份固定效应、时间固定效应、企业个体固定效应,分别为 δ_p, γ_t 与 α_i 。

在基准的回归分析中,主要关注 β_1 ,若 β_1 显著为正,表示绿色金融改革创新试验区政策有助于促进企业绿色创新与绿色转型。在稳健性检验中,利用其他绿色创新指标作为因变量进行进一步检验。

(二) 平行趋势检验

平行趋势假定是双重差分模型的基本假定,是使用双重差分模型的前提条件,本文要求政策前试点省份和非试点省份的企业绿色专利申请情况($Gpatent$)在时间趋势上基本保持一致。而在试点政策实施后,处理组和控制组平行趋势被打破,试点省份企业绿色创新相对于非试点城市出现了趋势上的改变。本文基于以下模型进行平行趋势检验:

$$Gpatent_{i,p,t} = \beta_0 + \sum_{j=1}^7 \theta_j Treat_i * Dum_{j,t} + \partial X_{i,t} + \alpha_i + \delta_p + \gamma_t + \epsilon_{i,p,t} \quad (2)$$

其中, $Dum_{j,t}$ 为时间虚拟变量,即除去政策颁布的2017年以外从样本区间第一年至样本区间最后一年的虚拟变量。回归结果如图1所示,展示估计系数及其90%置信区间,虚线为政策分隔线,试点政策前交互项估计系数不显著,政策实施后交互项估计系数显著为正,说明满足平行趋势的假定。

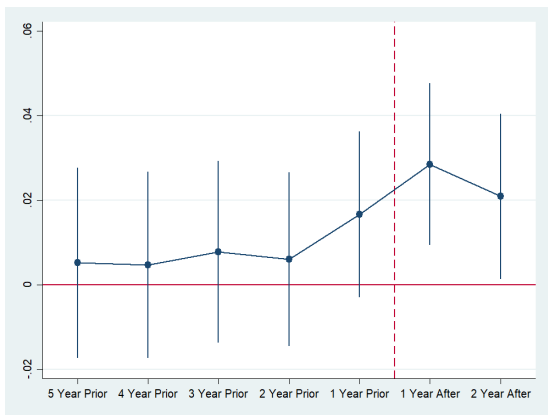


图1 平行趋势检验

(三) 实证结果与分析

按照上述双重差分模型对绿色金融改革创新试验区政策效果进行检验,结果如表2所示,绿色发明占比($Gpatent$)作为因变量。表2中第(1)列为控制了省份、年度与企业个体固定效应的结果,可以看到交互项 $Treat_i * Post_t$ 系数在5%的水平上显著为正,表明绿色金融改革创新试验区政策使得试点省份企业绿色发明占比上升趋势明显高于非试点省份,即政策实施后试点地区企业绿色发明占比的提升比非试点地区企业绿色发明占比提升多近2%,绿色金融改革创新试验区政策能够对企业绿色创新与绿色转型起到

显著的促进作用。表2中(2)(3)列分别为不控制省份固定效应、不控制年份固定效应的结果,结论不改变。

表2 绿色金融政策对企业绿色创新的影响

Variables	(1)	(2)	(3)
	Gpatent	Gpatent	Gpatent
$Treat_i * Post_t$	0.0179** (2.36)	0.0174** (2.30)	0.0175** (2.30)
<i>Asset</i>	0.0109* (1.89)	0.0112** (1.97)	0.0163*** (3.47)
<i>TobinQ</i>	0.0004 (0.20)	0.0001 (0.05)	-0.0005 (-0.28)
<i>ROA</i>	-0.0737** (-2.04)	-0.0729** (-2.02)	-0.0776** (-2.17)
<i>Debt_to_asset</i>	-0.0335 (-1.55)	-0.0379* (-1.76)	-0.0347 (-1.61)
<i>Big</i>	-0.0004 (-1.06)	-0.0004 (-1.14)	-0.0006 (-1.60)
<i>Capital</i>	-0.0013 (-0.51)	-0.0013 (-0.52)	-0.0020 (-0.80)
<i>Cons</i>	-0.0269 (-0.21)	-0.0789 (-0.65)	-0.1313 (-1.23)
<i>Firm Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fixed Effects</i>	Yes	Yes	No
<i>Province Fixed Effects</i>	Yes	No	Yes
R^2	0.5686	0.5671	0.5682
N	11187	11187	11187

注:括号内为t统计值。***、**、* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平,后同。

表3 稳健性检验(其他绿色创新指标)

Variables	(1)	(2)	(3)
	Gpatent1	Gpatent2	Gpatent3
$Treat_i * Post_{i,t}$	0.0185** (2.31)	0.0121** (2.08)	0.0154** (2.16)
<i>Asset</i>	0.0128** (2.12)	0.0085* (1.92)	0.0074 (1.36)
<i>TobinQ</i>	0.0021 (0.95)	-0.0003 (-0.19)	-0.0008 (-0.42)
<i>ROA</i>	-0.0663* (-1.75)	-0.0473* (-1.71)	-0.0564 (-1.56)
<i>Debt_to_asset</i>	-0.0335 (-1.46)	-0.0178 (-1.07)	-0.0177 (-0.84)
<i>Big</i>	-0.0005 (-1.23)	-0.0002 (-0.76)	-0.0003 (-0.84)
<i>Capital</i>	0.0010 (0.39)	-0.0023 (-1.15)	-0.0046* (-1.87)
<i>Cons</i>	-0.0716 (-0.54)	-0.0211 (-0.22)	0.0175 (0.15)
<i>Firm Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Province Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes
R^2	0.5441	0.6269	0.5663
N	10706	11187	9235

(四) 稳健性检验

为了证明主要变量选取的科学性与结论的稳定性,本文在稳健性检验部分选取了几个绿色创新的替代指标进行检验,分别是上市公司申请的绿色专利占其当年申请的所有专利的比例(Gpatent1)、上市公司申请的绿色实用新型专利占其当年申请的所有实用新型专利的比例(Gpatent2)和上市公司独立申请的绿色发明占其当年独立申请的所有发明专利的比例(Gpatent3),结果如表3所示。可以看到,对于其他绿色创新指标, $Treat_i * Post_t$ 交互项系数均在5%水平上显著为正,证明了绿色发明占比(Gpatent)作为主要变量选取的合理性与结论的稳定性。

由于政策冲击为2017年,政策后仅可获得两年数据进行实证,为了增强结论稳健性,我们对样本期分别开始于2010年至2015年(除2012年),结束于2019年共5个样本期进行检验,表4为双重差分模型对绿色金融改革创新试验区政策效果检验结果,交互项均为正显著,与上文基准分析结论一致。

考虑政策时点为2017年6月与企业研发创新与专利申请需要一定时间,本文设定 $Post_t$ 为政策试点前后的虚拟变量,政策实施期间(2018年及之后)取1,政策实施之前(2017年及之前)取0。为进一步验证此变量设定合理性,将政策时点分别设定为2015年至2017年进行检验,即将冲击项定义为对应年度及其后取1,如表5列(1)(2)(3)所示,双重差分模型回归结果交互项系数均不显著,另外,考虑到2017年

表4 稳健性检验(不同样本期)

Variables	2010	2011	2013	2014	2015
	Gpatent	Gpatent	Gpatent	Gpatent	Gpatent
$Treat_i * Post_{i,t}$	0.0183** (2.41)	0.0177** (2.33)	0.0180** (2.35)	0.0158** (2.02)	0.0144* (1.79)
<i>Asset</i>	0.0162*** (3.14)	0.0128** (2.37)	0.0100 (1.59)	0.0057 (0.78)	0.0129 (1.46)
<i>TobinQ</i>	-0.0000 (-0.01)	0.0006 (0.34)	-0.0002 (-0.09)	-0.0017 (-0.77)	-0.0015 (-0.67)
<i>ROA</i>	-0.0569* (-1.84)	-0.0539* (-1.74)	-0.0560* (-1.74)	-0.0267 (-0.80)	-0.0260 (-0.74)
<i>Debt_to_asset</i>	-0.0485** (-2.50)	-0.0393* (-1.94)	-0.0116 (-0.49)	0.0192 (0.73)	-0.0002 (-0.01)
<i>Big</i>	-0.0005 (-1.39)	-0.0004 (-1.04)	-0.0002 (-0.39)	-0.0003 (-0.57)	-0.0005 (-0.83)
<i>Capital</i>	-0.0006 (-0.29)	-0.0007 (-0.33)	-0.0013 (-0.51)	-0.0038 (-1.42)	-0.0075** (-2.47)
<i>Cons</i>	-0.1244 (-1.11)	-0.0614 (-0.52)	-0.0227 (-0.16)	0.0904 (0.56)	-0.0392 (-0.20)
<i>Firm Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.5474	0.5584	0.5843	0.5998	0.6218
<i>N</i>	12762	12103	10110	8977	7772

是不完全受冲击的年份,直接剔除2017年所有观测进行双重差分估计,如表5列(4)所示,交互项系数仍正显著,均证明了文中结论的稳健性。

四、异质性分析和机制讨论

为了探究影响绿色金融对于企业绿色创新促进作用的因素,以及绿色金融促进企业绿色创新的作用机制,本章进一步进行异质性分析与机制检验。首先,对于异质性分析,在企业特征层面选取了包括企业规模、企业所有制属性在内的可能影响企业创新活动的重要变量进行探讨,并且考虑到绿色金融与传统金融的差异,还考察了企业污染程度差异可能带来的作用效果差异。另一方面,由于地区金融环境和金融发展水平不同可能导致企业融资约束与金融机构行为差异,从而影响绿色金融的作用效果,本文进一步从金融环境层面选取了银行竞争程度变量进行探讨。接下来,对于绿色金融影响企业绿色创新的机制研究,本文从企业融资成本与债务结构两个角度进行检验,探索绿色金融是否通过降低企业融资成本或者为企业长期资金改善企业债务结构来影响企业绿色创新。

(一) 企业特征的异质性

在企业特征层面,企业污染程度、企业规模与企业所有制属性都可能影响企业绿色创新活动,本文考察这三类特征异质性对绿色金融促进企业绿色创新效果的影响。

1. 企业污染程度

绿色金融的落实与深化对污染行业企业意味着债务融资环境越发严峻,债务成本更高,对于一般企业绿色行为提供更多资金支持。所以本文进一步考察绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的促进作用是否受到企业的污染程度影响,将样本企业分为污染与非污染两个子样本。具体地,将环保部

表5 稳健性检验(不同政策冲击时点)

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gpatent	Gpatent	Gpatent	Gpatent
$Treat_i * Post_{i,t}$	0.0083 (1.06)	0.0104 (1.43)	0.0073 (1.03)	0.0138* (1.72)
<i>Asset</i>	0.0107* (1.86)	0.0106* (1.84)	0.0108* (1.88)	0.0134** (2.19)
<i>TobinQ</i>	0.0002 (0.11)	0.0003 (0.15)	0.0003 (0.15)	0.0015 (0.72)
<i>ROA</i>	-0.0572* (-1.82)	-0.0566* (-1.80)	-0.0568* (-1.80)	-0.0339 (-1.04)
<i>Debt_to_asset</i>	-0.0303 (-1.41)	-0.0308 (-1.43)	-0.0306 (-1.42)	-0.0424* (-1.84)
<i>Big</i>	-0.0004 (-1.11)	-0.0004 (-1.10)	-0.0004 (-1.12)	-0.0005 (-1.30)
<i>Capital</i>	-0.0016 (-0.66)	-0.0016 (-0.66)	-0.0016 (-0.69)	-0.0000 (-0.02)
<i>Cons</i>	-0.0235 (-0.19)	-0.0209 (-0.17)	-0.0265 (-0.21)	-0.0624 (-0.47)
<i>Firm Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.5683	0.5683	0.5683	0.5841
N	11187	11187	11187	9531

2010年发布的《上市公司环境信息披露指南》中所涉及的钢铁、火电、水泥等16个重污染细分行业按照申银万国二级行业划分标准,归纳到相应的二级行业,进而判断上市公司是否具有重污染行业属性确定两个子样本,并将两个子样本分别进行如模型(1)所示的双重差分检验,结果如表6所示。

如表6所示,重污染企业子样本交互项系数不显著,而对于非污染企业子样本,交互项系数在5%水平下显著为正,表明相对于污染企业,绿色金融改革创新试验区政策确实对于非污染企业绿色创新促进作用更强,促进一般企业进行绿色投入与绿色创新,如何凌云等(2019)发现绿色信贷有利于资金流向环保企业并促进其进行绿色技术创新^[7](P91-103)。另一方面,绿色金融政策使得污染企业面临更强的融资约束,可能用于研发创新的资金受到限制,特别是绿色创新给企业带来的短期经济利益相对更有限,使得绿色金融对于非污染企业的绿色创新促进作用并不显著,绿色金融体系完善有待进一步倒逼污染企业进行研发投入,进行绿色创新,促进整个社会绿色转型。

2. 企业规模

技术创新活动通常与企业规模相关,根据“熊彼特假说”,规模较大的企业往往在资金、人才、平台等方面有明显的优势,绿色创新需要充足的资金、人力、物质、技术等资源支持,不同规模企业在金融资源的可得性和敏感性上存在一定差异进一步使得绿色金融对于企业绿色创新活动的效果有所差异,本文进一步考察绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的促进作用是否受到企业规模影响,将样本企业按照总资产规模50分位数分为大规模与小规模企业两个子样本,并将两个子样本分别进行如模型(1)所示的双重差分检验,结果如表6所示。对于大规模企业子样本,交互项系数在10%水平上显著为正,而对于小规模企业子样本,交互项系数不显著,表明绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的促进作用受到企业规模的影响,大规模企业绿色创新对政策反应较明显。一方面可能由于大规模企

表6 企业特征的异质性

Variables	污染	非污染	大规模	小规模	国企	非国企
	Gpatent	Gpatent	Gpatent	Gpatent	Gpatent	Gpatent
$Treat_i * Post_{i,t}$	0.0088 (0.57)	0.0201** (2.31)	0.0203* (1.92)	0.0175 (1.50)	0.0451** (2.54)	0.0135 (1.60)
Asset	0.0319** (2.50)	0.0055 (0.84)	0.0046 (0.47)	0.0190 (1.62)	0.0081 (0.63)	0.0144** (2.20)
TobinQ	0.0092* (1.74)	-0.0017 (-0.74)	-0.0009 (-0.22)	0.0003 (0.12)	0.0051 (1.01)	-0.0009 (-0.38)
ROA	-0.2078** (-2.23)	-0.0438 (-1.10)	0.0010 (0.02)	-0.1232** (-2.54)	-0.2025* (-1.94)	-0.0640* (-1.67)
Debt_to_asset	-0.0422 (-0.99)	-0.0380 (-1.51)	-0.0488 (-1.43)	-0.0052 (-0.16)	-0.0123 (-0.24)	-0.0417* (-1.73)
Big	-0.0003 (-0.38)	-0.0002 (-0.57)	-0.0008 (-1.53)	0.0005 (0.76)	-0.0004 (-0.64)	-0.0004 (-1.02)
Capital	-0.0154** (-2.23)	0.0002 (0.06)	0.0005 (0.13)	-0.0076* (-1.89)	-0.0004 (-0.07)	-0.0023 (-0.81)
Cons	-0.3818 (-1.37)	0.0878 (0.62)	0.1569 (0.71)	-0.1527 (-0.61)	-0.0113 (-0.04)	-0.0498 (-0.35)
Firm Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.5125	0.5810	0.6131	0.5601	0.5919	0.5561
N	2469	8718	5751	5265	2983	8204

业在信用资质、抵押品等方面可能的优势,现阶段绿色金融对于大规模企业的资源支持更加有效,对大规模企业的研发投入激励更加明显;另一方面大规模企业对于企业可持续发展与绿色转型有更强的诉求,也有更强的社会责任激励,对绿色金融政策响应程度更高,“飘绿”行为的可能性更小,同时有更强的能力进行技术创新,使得绿色创新成果更加突出。

3. 企业所有制

企业的所有制属性通常因融资约束等方面的差异会对其研发投入和技术创新产生不同影响,国有企业在我国金融机构金融资源分配上特别是信贷资源上具备一定优势,造成民营企业长期面临一定程度的信贷歧视。本文进一步考察绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的促进作用是否受到企业所有制影响,将样本企业分为国企与非国企两个子样本。并将两个子样本分别进行如模型(1)所示的双重差分检验,结果如表6所示。对于国有企业子样本,交互项系数在5%水平上显著为正,而对于非国有企业子样本,交互项系数不显著,显示绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的促进作用受到企业所有制属性的影响,对于国有企业绿色创新的提升作用更强。一方面国有企业在金融资源获取上的优势使得债务融资份额通常比较高,企业创新相对更多的依赖外源融资,所以对绿色金融政策相对更加敏感,另一方面绿色金融还在发展阶段,试点实施的绿色金融相关举措也是一个逐渐探索的过程,环境信息披露机制等尚未成熟^[31](P1321-1327),绿色金融可能对于信息相对更为全面的国有企业的绿色创新与绿色转型支持作用更明显,后续逐步建立更加完善的绿色金融体系过程中在机制与产品设计中应该更多地关注民营企业等非国有经济元素,提升绿色金融对绿色转型的全面推动效果。

(二) 金融环境的异质性——银行竞争

我国间接金融的比重较大,银行信贷是企业非常重要的融资来源,另一方面银行业竞争很大程度反

映着地区金融发展状态。银行竞争环境会对银行行为产生影响,银行竞争的加剧通过缓解企业面临的融资约束来提升其创新能力^[32](P102-120),地区银行竞争程度的差异可能会带来绿色金融政策效果的差异,所以本文进一步考察绿色金融改革创新试验区政策效果是否受到地区银行竞争程度的影响,本文将样本企业按照银行竞争程度分为竞争强与竞争弱两个子样本进行检验。本文借鉴姜付秀等^[33](P72-78)的做法,以各省前三大银行分支机构占比(CR3)来衡量各省银行竞争水平,CR3是前三大银行支行数量占银行支行总数的比例,用以衡量地区的银行集中度,计算方法如下:

$$CR3 = (\text{Branch}_{1th} + \text{Branch}_{2th} + \text{Branch}_{3th}) / \text{Total_Branches} \quad (3)$$

其中, Branch_{1th} 、 Branch_{2th} 和 Branch_{3th} 分别是该地区分支机构数量最多的三家银行的机构数量之和, Total_Branches 为该地区银行所有分支机构的数量。CR3取值范围为(0, 1), 该值越大, 银行竞争程度越低。以各省CR3的50分位数为界将所有样本企业分为竞争强与竞争弱子样本, 检验结果如表7所示。

表7 金融环境的异质性

Variables	竞争强	竞争弱
	Gpatent	Gpatent
$Treat_i * Post_{i,t}$	0.0086 (0.79)	0.0262* (1.95)
$Asset$	0.0065 (0.66)	0.0113 (1.35)
$TobinQ$	0.0037 (1.18)	-0.0022 (-0.73)
ROA	0.0294 (0.56)	-0.1696*** (-3.18)
$Debt_to_asset$	-0.0152 (-0.45)	-0.0305 (-0.95)
Big	-0.0005 (-0.79)	-0.0004 (-0.69)
$Capital$	-0.0026 (-0.63)	-0.0056 (-1.50)
$Cons$	0.0690 (0.28)	-0.0455 (-0.25)
$Firm\ Fixed\ Effects$	Yes	Yes
$Year\ Fixed\ Effects$	Yes	Yes
$Province\ Fixed\ Effects$	Yes	Yes
R^2	0.6013	0.5820
N	5338	5632

境约束的金融资源配给,对绿色企业与绿色项目资金投入进行倾斜^[2](P61-66),旨在提高绿色企业融资能力和绿色项目的金融资源支持,降低融资成本并为企业长期提供资金,改善企业的债务融资期限结构,进而促进企业在绿色转型上的投资与技术创新。所以本文建立三重差分模型,从债务结构(结果见表8)与融资成本(结果见表9)两个角度,对绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新影响的机制进行探究。

基于双重差分模型(1),借鉴已有文献中常用于机制检验的三重差分模型^[34](P128-131)^[35](P190-

表7显示对于银行竞争较弱地区企业,交互项系数在10%水平上显著为正,而对于银行竞争较强地区企业,交互项系数不显著,表明绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的促进作用确实受到地区银行竞争程度的影响,对于银行竞争更弱的地区效果明显。银行竞争的加剧将促使银行更多地搜集和挖掘企业信息,降低银企之间的信息不对称,进而缓解企业融资约束^[33](P72-78),所以对于银行竞争较弱的地区,企业融资约束相对更强,企业面临较大的信贷竞争,绿色金融资源吸引力较强,企业有更强的动力进行绿色创新来获得绿色金融支持。而随着银行竞争增强,企业融资约束减弱,同时银行竞争强一般意味着金融体系更为发达,企业融资渠道更加多元,绿色金融政策的激励和限制效果可能被削弱,所以对于银行竞争较弱的地区,绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的促进作用更显著。在未来绿色金融发展中,应该根据地区金融水平差异因地制宜完善绿色金融体系,开展绿色金融工作,使得绿色金融能够更好的发挥激励作用,促进企业与社会绿色转型。

(三) 机制检验

绿色创新活动往往具有回报周期长、信息不对称性与高风险性,使得相关企业与项目在传统金融模式下难以获得长期资金支持,面临严峻的期限错配与投资约束问题。而绿色金融本质上是基于环

表 8 债务结构机制检验

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gpatent	Gpatent1	Gpatent2	Gpatent3
<i>Treat_i*Post_{i,t}</i>	-0.0251* (-1.76)	-0.0156 (-1.05)	-0.0249** (-2.32)	-0.0129 (-0.96)
<i>Treat_i*Post_{i,t}*LDR_{i,t}</i>	0.3505*** (3.87)	0.2807*** (2.91)	0.3134*** (4.61)	0.2770*** (3.22)
<i>Treat_i*LDR_{i,t}</i>	-0.1137* (-1.85)	-0.0989 (-1.53)	-0.0998** (-2.16)	-0.1071* (-1.85)
<i>Post_{i,t}*LDR_{i,t}</i>	-0.0893* (-1.81)	-0.0748 (-1.43)	-0.0912** (-2.47)	-0.1081** (-2.36)
<i>LDR</i>	0.0135 (0.37)	0.0290 (0.76)	0.0236 (0.87)	0.0319 (0.93)
<i>Asset</i>	0.0131* (1.93)	0.0150** (2.11)	0.0106** (2.08)	0.0102 (1.59)
<i>TobinQ</i>	0.0034 (1.49)	0.0044* (1.82)	0.0010 (0.57)	-0.0002 (-0.08)
<i>ROA</i>	-0.0465 (-1.07)	-0.0283 (-0.62)	0.0107 (0.33)	0.0321 (0.71)
<i>Debt_to_asset</i>	-0.0618** (-2.35)	-0.0551** (-1.99)	-0.0272 (-1.38)	-0.0125 (-0.49)
<i>Big</i>	-0.0000 (-0.09)	-0.0000 (-0.03)	-0.0001 (-0.44)	-0.0003 (-0.80)
<i>Capital</i>	0.0028 (0.97)	0.0040 (1.32)	0.0009 (0.43)	-0.0019 (-0.70)
<i>Cons</i>	-0.1127 (-0.76)	-0.1470 (-0.95)	-0.0943 (-0.85)	-0.0463 (-0.33)
<i>Firm Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province Fixed Effects</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R²</i>	0.5985	0.5824	0.6630	0.5934
<i>N</i>	8263	7919	8263	6928

192), 本文加入融资成本和债务结构的代理变量构造如下三重差分模型进行机制检验:

$$Gpatent_{i,p,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i * Post_t + \beta_2 Treat_i * Post_t * LDR_{i,t} + \beta_3 Treat_i * LDR_{i,t} + \beta_4 Post_t * LDR_{i,t} + \beta_5 LDR_{i,t} + \partial X_{i,t} + \alpha_i + \delta_p + \gamma_t + \epsilon_{i,p,t} \quad (4)$$

$$Gpatent_{i,p,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i * Post_t + \beta_2 Treat_i * Post_t * Cost_{i,t} + \beta_3 Treat_i * Cost_{i,t} + \beta_4 Post_t * Cost_{i,t} + \beta_5 Cost_{i,t} + \partial X_{i,t} + \alpha_i + \delta_p + \gamma_t + \epsilon_{i,p,t} \quad (5)$$

其中, i、p、t 分别表示上市公司、省份与时间。Gpatent_{i,p,t} 表示某一上市公司 i 在 t 年申请的绿色发明占其当年申请的所有发明专利的比例; Treat_i 为试点地区的虚拟变量, 浙江、江西、广东、贵州和新疆五省(区)的上市公司取 1, 其余省份上市公司取 0; Post_t 为政策试点前后的虚拟变量, 政策实施期间(2018 年及之后)取 1, 政策实施之前(2017 年及之前)取 0; Cost_{i,t} 为融资成本的代理变量, 以财务费用对有息负债的比值计算; LDR_{i,t} 为债务结构代理变量, 以企业长期借款占总负债的比值计算, 以 X_{i,t} 为公司层面控制变量; 该模型还控制了省份固定效应、时间固定效应、企业个体固定效应, 分别为 δ_p、γ_t 与 α_i。

在机制检验的回归分析中, 主要关注 β₂, 即 Treat_i*Post_t*LDR_{i,t} 和 Treat_i*Post_t*Cost_{i,t} 这两个三次交互

项的系数。对于模型(3),若 β_2 显著为正,表示绿色金融创新试验区政策确实通过提升企业长期债务占比,优化债务结构来促进企业绿色创新与绿色转型,对于模型(4),若 β_2 显著为负,表示绿色金融创新试验区政策确实通过降低企业融资成本来促进企业绿色创新与绿色转型,回归结构如表8所示。

从表8中第(1)列可以看到, $Treat_i * Post_i * LDR_{i,t}$ 的系数在1%的水平上显著为正,表明绿色金融创新试验区政策确实可能通过提升企业长期债务占比来促进企业绿色技术创新,即绿色金融政策使得企业获得更长期资金用于绿色项目与技术开发,更稳定的资金来源与更优化的资金结构使得企业进行绿色研发创新的意愿与成果提升。而除了主要变量绿色发明占其当年申请的所有发明专利的比例之外的其他绿色创新变量Gpatent1、Gpatent2、Gpatent3也得到相同的结论,再次验证了债务结构这一机制。

表9 融资成本机制检验

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gpatent	Gpatent1	Gpatent2	Gpatent3
$Treat_i * Post_{i,t}$	0.0383 (0.69)	0.0081 (0.14)	0.0754* (1.88)	0.0541 (1.08)
$Treat_i * Post_{i,t} * Cost_{i,t}$	-1.4754 (-0.74)	-0.6245 (-0.30)	-1.7198 (-1.19)	-0.3761 (-0.21)
$Treat_i * Cost_{i,t}$	0.0706 (0.50)	0.0446 (0.29)	0.1058 (1.04)	-0.0059 (-0.04)
$Post_{i,t} * Cost_{i,t}$	-1.1011 (-1.08)	-2.1125** (-2.02)	0.3256 (0.44)	0.6438 (0.72)
Cost	-0.1264 (-1.40)	-0.0510 (-0.54)	-0.1090* (-1.66)	0.0126 (0.13)
Asset	0.0013 (0.12)	-0.0013 (-0.12)	0.0044 (0.56)	0.0081 (0.82)
TobinQ	0.0022 (0.81)	0.0027 (0.94)	-0.0002 (-0.13)	-0.0012 (-0.49)
ROA	0.0228 (0.25)	0.0439 (0.47)	0.0826 (1.26)	0.1535* (1.74)
Debt_to_asset	-0.0274 (-0.69)	-0.0180 (-0.44)	-0.0135 (-0.47)	-0.0517 (-1.40)
Big	-0.0000 (-0.06)	0.0001 (0.20)	0.0002 (0.38)	-0.0004 (-0.75)
Capital	0.0029 (0.67)	0.0093** (2.05)	-0.0024 (-0.76)	-0.0035 (-0.87)
Cons	0.0769 (0.34)	0.1516 (0.65)	0.0287 (0.17)	0.0865 (0.42)
Firm Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Province Fixed Effects	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.6420	0.6263	0.7115	0.6449
N	5299	5065	5299	4373

从表9中第(1)列可以看到, $Treat_i * Post_i * Cost_{i,t}$ 的系数不显著,并没有发现绿色金融创新试验区政策促进企业绿色技术创新的融资成本渠道的证据,可能的原因在于试点政策是一个逐渐推进的过程,绿色项目确实具有周期长、风险大、评估成本高等特点,金融机构对绿色项目的态度与评价有一个逐渐转变的过程,对绿色项目的支持做到了明显的金融资源额度支持,但是未在融资成本上提供优惠。另一方

面,本文考察的是除金融行业以外所有行业的绿色创新与转型,对于大部分企业,绿色项目对于其主营业务来说仍然是较小一部分,金融机构对于绿色项目的融资成本优惠可能对企业整体融资成本影响较小。同样,除了主要变量绿色发明占其当年申请的所有发明专利的比例之外的其他绿色创新变量Gpatent1、Gpatent2、Gpatent3也得到相同的结论,因此,本文暂时没有得到绿色金融创新试验区政策促进企业绿色技术创新的融资成本渠道的相关证据^①。

五、结论与建议

绿色金融发展如何助力绿色创新、推动社会转型、实现碳达峰碳中和战略成为关键课题。本文从企业绿色创新的角度入手,以2017年绿色金融改革创新试验区政策作为准自然实验,选取中国沪深A股上市公司的绿色专利数据进行研究,以上市公司申请的绿色发明占比作为绿色创新的代理变量,发现绿色金融改革创新试验区政策确实对企业绿色创新有显著的促进作用,并且其他绿色创新的替代指标也能得到一致的结论,表明绿色金融改革创新试验区政策取得了明显的成效,绿色金融的落实与推广确实对绿色创新有显著的促进作用,为绿色金融创新试验区经验推广提供了依据。

本文进一步检验包括企业污染程度、企业规模、企业所有制属性的企业特征与以银行竞争为代表的金融环境特征对这一政策效果的异质性影响。对于企业污染程度差异,绿色金融改革创新试验区政策对非污染企业绿色创新促进作用相较于重污染企业明显更强;对于企业规模差异,大规模企业绿色创新对政策的反应较小规模企业更显著;对于企业所有制属性差异,国有企业绿色创新的提升作用较非国有企业更强。而对于金融环境的异质性,本文选取银行竞争程度作为代表,绿色金融改革创新试验区政策对企业绿色创新的促进作用在银行竞争程度较弱的地区更明显。所以在后续绿色金融改革创新试验区的进一步推广与绿色金融发展中,除了注意对绿色企业、绿色项目的资金倾斜,还应该注意对重污染企业的融资惩罚与投资抑制,倒逼重污染企业的绿色创新与绿色转型以推动整个社会的绿色转型。另一方面,目前绿色金融对于规模较小的企业和非国有企业的绿色创新作用还相对有限,而这些企业本身在传统金融体系下就存在相对更强的融资约束,绿色金融体系应该更多地考虑如何更好的激发规模较小的企业和非国有企业绿色创新的意愿,为其技术创新提供必要条件,促进其技术创新能力的提升,更好的推动社会绿色转型。金融环境的异质性也会影响绿色金融的作用效果,在未来绿色金融发展过程中,应该根据地区差异因地制宜完善绿色金融体系,开展绿色金融工作,使得绿色金融能够更好的发挥激励与引导作用。总的来说,绿色金融政策与体系还应该进一步考虑提升对污染企业、中小规模企业、非国有企业的绿色创新激励效果,并根据地区金融发展水平差异因地制宜开展绿色金融支持工作。

本文最后对绿色金融影响企业绿色创新的机制进行研究,从企业融资成本与债务结构两个渠道进行检验,发现绿色金融的确通过提高企业长期借款占比,改善企业债务结构来促进企业绿色创新,暂时没有发现融资成本渠道的相关证据。绿色项目确实具有周期长、风险大、评估成本高等特点,金融机构对绿色项目的态度与评估有一个逐渐转变的过程,对绿色项目的支持做到了明显的金融资源额度支持,但是可能并未在融资成本上提供优惠,表明在构建有效支持绿色技术创新的绿色金融服务体系上还有较大的提升空间,一是应该努力建立多层次的绿色融资模式,鼓励银行业金融机构针对绿色技术创新开展投贷联动业务以提升银行对绿色创新的信贷支持意愿与信贷优惠意愿,切实降低绿色项目的融资成本,并注重继续通过提供长期资金优化企业债务结构这一有效渠道促进企业进行绿色技术创新;二是政府提供一定的引导与激励机制,包括孵化、担保、贴息等,以降低绿色技术企业的融资成本和风险溢价,

^① 鉴于数据可得性,本文仅建立三重差分模型从企业融资成本与债务结构两个角度对政策促进企业绿色创新的机制进行探究,未来研究中可以对机制与因果关系进行更加深入和全面的研究,如进一步探讨企业究竟是为了获得一些金融支持而进行绿色创新,还是因为有了金融支持从而能够去做创新等问题。

打通绿色金融促进绿色创新的融资成本这一渠道;三是建立适合于绿色技术和绿色项目的评估标准与信息披露标准,降低金融机构对于这类项目的评估成本,激励金融机构为绿色创新提供更低成本的资金支持。

参考文献

- [1] 马骏,安国俊,刘嘉龙. 构建支持绿色技术创新的金融服务体系. 金融理论与实践,2020,(5).
- [2] 王凤荣,王康仕. 绿色金融的内涵演进,发展模式与推进路径——基于绿色转型视角. 理论学刊,2018,(3).
- [3] 王康仕,孙旭然,王凤荣. 绿色金融发展,债务期限结构与绿色企业投资. 金融论坛,2019,(7).
- [4] 连莉莉. 绿色信贷影响企业债务融资成本吗?——基于绿色企业与“两高”企业的对比研究. 金融经济研究,2015,(5).
- [5] J. Liu, Y. Xia, Y. Fan, et al. Assessment of a Green Credit Policy Aimed at Energy-intensive Industries in China Based on a Financial CGE Model. *Journal of Cleaner Production*, 2017, (163).
- [6] 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? 金融研究,2018,(12).
- [7] 何凌云,吴晨,钟章奇等. 绿色信贷、内外部政策及商业银行竞争力——基于9家上市商业银行的实证研究. 金融经济研究,2018,(1).
- [8] 吴晟,武良鹏,吕辉. 绿色信贷对企业生态创新的影响机理研究. 软科学,2019,(4).
- [9] H. Chen, C. Liu, F. Xie, et al. Green Credit and Company R&D Level: Empirical Research Based on Threshold Effects. *Sustainability*, 2019, 11(7).
- [10] 林德简,陈加利,邱国玉. 中国环保产业的绿色金融支持因子研究——基于中证环保产业50指数成份股的实证分析. 工业技术经济,2018,(5).
- [11] 杨希雅,石宝峰. 绿色债券发行定价的影响因素. 金融论坛,2020,(1).
- [12] 蒋非凡,范龙振. 绿色溢价还是绿色折价?——基于中国绿色债券信用利差的研究. 管理现代化,2020,(4).
- [13] S. Gilbert, L. Zhou. The Knowns and Unknowns of China's Green Finance. *The New Climate Economy*, 2017-03-01. [2021-02-24] <http://newclimateeconomy.report/misc/working-papers>.
- [14] W. Li, M. Hu. An Overview of the Environmental Finance Policies in China: Retrofitting an Integrated Mechanism for Environmental Management. *Frontiers of Environmental Science & Engineering*, 2014, 8(3).
- [15] K. Rennings. Redefining Innovation—Eco-innovation Research and the Contribution from Ecological Economics. *Ecological Economics*, 2000, 32(2).
- [16] 吴德军. 绿色创新国内外研究动态. 会计之友,2019,(16).
- [17] D. Li, M. Zheng, C. Cao, et al. The Impact of Legitimacy Pressure and Corporate Profitability on Green Innovation: Evidence from China Top 100. *Journal of Cleaner Production*, 2017, (141).
- [18] S. B. Brunnermeier, M. A. Cohen. Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 45(2).
- [19] 张旭,王宇. 环境规制与研发投入对绿色技术创新的影响效应. 科技进步与对策,2017,(17).
- [20] 彭雪蓉,魏江. 利益相关者环保导向与企业生态创新——高管环保意识的调节作用. 科学学研究,2015,(7).
- [21] 田丹,于奇. 高层管理者背景特征对企业绿色创新的影响. 财经问题研究,2017,(6).
- [22] 徐建中,贯君,林艳. 制度压力、高管环保意识与企业绿色创新实践——基于新制度主义理论和高阶理论视角. 管理评论,2017,(9).
- [23] 王锋正,陈方圆. 董事会治理,环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验. 科学学研究,2018,(2).
- [24] 雷善玉,王焕冉,张淑慧. 环保企业绿色技术创新的动力机制——基于扎根理论的探索研究. 管理案例研究与评论,2014,(4).
- [25] P. Berrone, A. Fosfuri, L. Gelabert, et al. Necessity as the Mother of “Green” Inventions: Institutional Pressures and Environmental Innovations. *Strategic Management Journal*, 2013, 34(8).
- [26] 曾义,冯展斌,张茜. 地理位置,环境规制与企业创新转型. 财经研究,2016,(9).
- [27] 李青原,肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据. 经济研究,2020,(9).

- [28] 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. *经济研究*, 2018, (12).
- [29] H. Lin, S. X. Zeng, H. Y. Ma, et al. Can Political Capital Drive Corporate Green Innovation? Lessons from China. *Journal of Cleaner Production*, 2014, (64).
- [30] 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. *经济研究*, 2016, (4).
- [31] B. Zhang, Y. Yang, J. Bi. Tracking the Implementation of Green Credit Policy in China: Top-down Perspective and Bottom-up Reform. *Journal of Environmental Management*, 2011, 92(4).
- [32] 张璇, 李子健, 李春涛. 银行业竞争, 融资约束与企业创新——中国工业企业的经验证据. *金融研究*, 2019, (10).
- [33] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮等. 银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据. *经济研究*, 2019, (6).
- [34] 钱雪松, 唐英伦, 方胜. 担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据. *金融研究*, 2019, (7).
- [35] 徐佳, 崔静波. 低碳城市和企业绿色技术创新. *中国工业经济*, 2020, 393(12).

Green Finance and Enterprises' Green Innovation

Li Rong, Liu Luxi (Renmin University of China)

Abstract In the context of carbon neutrality strategic objectives, it has become an important issue for green finance to promote enterprises' green innovation and social green transition. This study explored whether green finance has a significant impact on green innovation of enterprises and further examined its mechanisms based on the policy of pilot zones for green finance reforms and innovations in 2017 and the green patent data of the listed companies of Shanghai and Shenzhen A-shares in China from 2012 to 2019. It has been found that the policy of pilot zones plays a significant role in promoting green innovation of enterprises. More significantly, this policy promotes non-polluting enterprises, large-scale enterprises, and state-owned enterprises in terms of firm characteristic heterogeneity and enterprises in areas with weaker bank competition with regard to finance environment heterogeneity. In terms of mechanism, we found that green finance promotes green innovation by increasing the proportion of long-term debts and improving the debt structure of enterprises, and there is no evidence of decreasing financing costs. It is suggested that we should constantly improve the green financial system and encourage green finance to play an important role in social green transition, carbon neutrality goal realization and the development of long-term ecological civilization.

Key words green finance; green innovation of enterprises; differences-in-difference model; debt structure

■ 收稿日期 2021-05-31

■ 作者简介 李 戎, 经济学博士, 中国人民大学财政金融学院副教授; 北京 100872;
刘璐茜(通讯作者), 中国人民大学财政金融学院博士研究生。

■ 责任编辑 何坤翁