

知识产权保护、技术距离与企业绿色技术创新 “增量提质”

刘宇 张硕 梁栋*

摘要:企业绿色技术创新是我国绿色低碳发展的重要动力,亦是企业提高核心竞争力的重要渠道,探究知识产权保护能否促进我国企业绿色技术创新“增量提质”对推动新质生产力发展以及实现“双碳”目标有着重要影响。本文借助知识产权示范城市政策的准自然实验,基于2007—2021年沪深A股上市公司数据探究了知识产权保护对于企业绿色技术创新“增量提质”的作用。研究发现:示范城市政策在整体上促进了企业绿色技术创新“增量提质”,然而该促进作用依赖于企业与前沿技术水平的距离,政策显著促进了接近技术前沿企业的绿色技术创新“增量提质”,对于远离技术前沿企业的影响并不显著;进一步从行业特征来看,政策显著促进了高科技行业、不易被反向工程行业、低集中度行业以及低碳行业企业的绿色技术创新“增量提质”;增加企业研发投入和强化企业社会责任是知识产权示范城市政策提升企业绿色技术创新表现的两个渠道。本文为科学构建产权保护政策以激励企业绿色技术创新行为提供了有益的政策启示。

关键词:知识产权保护;绿色技术创新;技术距离;创新数量;创新质量

一、引言

作为绿色低碳发展的重要动力,绿色技术创新^①不仅为打好污染防治攻坚战和推进美丽中国建设奠定了坚实基础,而且对于推进新质生产力发展具有重要的引领和驱动作用(蒋永

*刘宇,北京大学城市与环境学院、北京大学碳中和研究院,邮政编码:100871,电子邮箱:yu.liu@pku.edu.cn;张硕(通讯作者),中国农业大学经济管理学院,邮政编码:100083,电子邮箱:zhangshuo21@126.com;梁栋,中国农业大学经济管理学院,邮政编码:100083,电子邮箱:liangdong_edu@126.com。

本文系国家自然科学基金杰出青年科学基金项目“能源环境管理与政策分析”(72125010)、国家自然科学基金专项项目“支撑国家双碳战略的政策建模与策略研究”(72243011)、国家自然科学基金面上项目“能源效率内生对碳市场价格波动的影响机理和路径研究——基于动态技术进步CGE模型”(71974186)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵修改意见。文责自负。

①参考《国家发展改革委 科技部关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》,绿色技术是指降低消耗、减少污染、改善生态,促进生态文明建设、实现人与自然和谐共生的新兴技术。

穆、乔张媛,2024),其正成为全球新一轮工业革命和科技竞争的重要新兴领域。2023年9月7日,习近平总书记在黑龙江省哈尔滨市主持召开新时代推动东北全面振兴座谈会时发表重要讲话,率先提出“加快形成新质生产力,增强发展新动能”的要求。新质生产力是符合高质量发展理念的先进生产力,其本身就是绿色生产力,因此深化绿色科技创新是发展新质生产力的必然要求。然而,当前我国绿色技术创新水平仍不高。据国家知识产权局统计,截至2022年底,中国绿色低碳专利有效量为21.8万件,占中国发明专利有效量的比重仅为5.2%,这表明中国在绿色低碳技术方面的创新活力仍有较大提升空间。同时,当前我国企业缺乏知识产权保护意识,且面临着知识产权犯罪打击力度较弱以及技术成果重视度不足等问题(任声策等,2023),这严重制约了企业技术创新的积极性,进一步阻碍绿色技术创新。因此,如何促进以及强化企业绿色技术创新,已成为当前绿色低碳转型深入推进的背景下亟须解决的重要议题。党的二十大报告中明确提出,深化科技体制改革,加强知识产权法治保障,形成支持全面创新的基础制度。知识产权保护是促进技术创新的关键性制度保护,可以降低创新产出的外部性,进而激发企业创新活力(冯根福等,2021;庄子银等,2023)。为完善知识产权保护制度,推动实施知识产权强国战略,国家知识产权局于2011年发布了《国家知识产权试点和示范城市(城区)评定办法》,继而在2012年评选出了首批知识产权示范城市,以此为起点,知识产权示范城市试点在全国范围内逐步展开。知识产权示范工作深入推进,那么知识产权示范城市成效如何?是否强化了知识产权保护并有效提高企业绿色创新活动的数量和质量?同时,考虑到技术距离是企业进行技术学习和创新的重要影响因素,那么,知识产权保护对企业绿色创新活动的作用是否会受到技术距离的影响?这些问题的回答都十分必要且具有价值。基于此,本文从知识产权示范城市政策出发,借助多期双重差分模型探究知识产权示范城市政策对企业绿色技术创新“增量提质”的影响和作用机制,研究结论对于进一步完善绿色知识产权体系建设,深化绿色科技创新,推动新质生产力发展以及助力国家实现“双碳”目标具有重要意义。

与本文密切相关的研究主要有两类文献。第一类文献聚焦在绿色技术创新的影响因素,部分研究探讨了环境规制对绿色技术创新的影响(董景荣等,2021;熊灵等,2023),也有文献关注了绿色金融、数字化水平、ESG评级等因素的作用。如王馨和王莹(2021)及周肖肖等(2023)基于《绿色信贷指引》政策的研究表明绿色信贷政策可以促进企业绿色创新表现,但不能提高绿色创新质量;李鑫等(2023)基于A股上市公司的研究表明数字化转型对企业绿色技术创新有正向作用;王锋正等(2022)以A股资源型上市公司为样本,研究表明地区数字化综合水平对企业绿色技术创新存在显著倒“U”型影响;赵沁娜和李航(2024)研究则发现ESG评级显著驱动了企业绿色技术创新数量和质量。第二类文献是有关知识产权保护对技术创新影响的研究。大多研究表明知识产权保护有助于促进技术创新。如吴超鹏和唐菡(2016)

研究发现减少研发溢出损失和缓解外部融资约束是知识产权保护促进企业技术创新的重要路径;张峻等(2023)研究发现知识产权试点政策对于城市创新合作的积极作用;郭丰等(2022)基于工业企业数据的研究表明知识产权示范城市政策显著提高了企业创新水平。部分学者则认为知识产权保护与技术创新之间存在非线性关系(Sweet & Maggio, 2015;操龙升、赵景峰, 2019)。此外,也有研究探讨了知识产权保护对绿色技术创新的影响。如杨上广和郭丰(2022)通过城市面板数据探究了知识产权保护对城市绿色技术创新水平的积极影响;彭衡和李扬(2019)则基于省级数据的研究表明知识产权保护有助于激励沿海地区绿色技术创新,对内陆地区的影响则不明显。

综合梳理文献,已有相关研究较多探讨了知识产权保护对于技术创新的影响,虽有文献关注到了知识产权保护对于绿色技术创新的影响,但主要聚焦于城市层面,从微观企业层面进行探讨的研究较少,特别是从企业绿色技术创新数量和质量两个方面全面探究知识产权保护对于企业绿色技术创新活力的研究仍然具有扩展空间,“增量提质”才是知识产权政策实施的重要考察目标。同时,已有研究在探究知识产权保护政策对于绿色技术创新的影响时,忽略了行业内企业间生产率的异质性,而不同生产率水平的企业技术创新水平和创新模式存在显著差异,这对于知识产权保护政策的实施效果会产生影响。针对现有研究的局限性,本文的边际贡献体现在以下方面:一是从微观企业视角探究知识产权示范城市建设对于企业绿色技术创新“增量提质”的影响效应,并将企业技术距离纳入研究框架,不仅在政策层面丰富了我国企业绿色创新研究体系,也为政府实施和推广知识产权保护政策以及有针对性地激励企业绿色技术创新行为提供了微观证据;二是从企业研发投入和企业社会责任两个方面讨论了知识产权示范城市政策影响企业绿色技术创新的路径,这有助于理解知识产权保护促进企业绿色技术创新的传导机制。

二、政策背景和理论机制

(一)知识产权示范城市的政策背景

我国政府一直对知识产权事业给予高度的重视,鼓励地方政府通过制度创新来激发市场经济主体的创新活力,推进科技强国建设。从2012年开始,我国在城市层面陆续开展了知识产权示范工作,武汉等23个城市被选为第一批示范城市,各批次示范城市的设立时间和名单如表1所示。知识产权示范城市建设由中央授权、地方自主推动,目的在于强化地方知识产权法制进而激励经济主体创新,示范城市成为了探索、完善知识产权保护的“先行区”和“试验田”(纪祥裕、顾乃华, 2021)。各个示范城市都设定了严格的工作目标和详细的工作方案,其工作成效会直接纳入中央政府对于地方政府的绩效考核当中,同时要接受国家对地方政府的绩效考核进行动态监督和考核,保证了政策实施的约束性和有效性。

表 1 示范城市名单和设立时间

年份	城市
2012	湖北武汉、广东广州、广东深圳、四川成都、浙江杭州、山东济南、山东青岛、黑龙江哈尔滨、江苏南京、辽宁大连、陕西西安、湖南长沙、江苏苏州、江苏南通、江苏镇江、河南郑州、河南洛阳、山东东营、山东烟台、福建福州、福建泉州、浙江温州、安徽芜湖
2013	福建厦门、浙江宁波、吉林长春、广东东莞、江苏无锡、湖南株洲、江苏泰州、山东潍坊、山东淄博、安徽合肥、浙江嘉兴、河南南阳、浙江湖州、新疆昌吉、河南新乡、贵州贵阳、江苏常熟(苏州)、江苏昆山(苏州)
2015	江苏常州、河南安阳、湖北宜昌、湖南湘潭、四川攀枝花、广东佛山、广东中山、北京市朝阳区、江西南昌、江苏江阴(无锡)、江苏丹阳(镇江)、江苏张家港(苏州)
2016	四川绵阳、广东惠州、四川德阳、北京海淀区、上海闵行区、天津西青区、重庆江北区、山东即墨(青岛)、江苏海门(南通)、安徽宁国(宣城)、浙江义乌(金华)
2018	安徽马鞍山、广东汕头、河北石家庄、江苏徐州、重庆九龙坡区、辽宁沈阳
2019	上海浦东新区、云南昆明、江苏盐城、浙江金华、广西南宁、广东珠海、天津滨海新区

(二)知识产权保护对绿色技术创新的影响

绿色技术创新是环境友好型的创新活动,其核心目标是降低对于环境的负面影响。绿色技术创新具有传统技术创新的高投入、高风险特征,以及与传统技术创新不同的技术溢出的正外部性和污染排放的负外部性的“双重外部性”。其中,技术溢出的正外部性是指从事研发创新的企业进行创新带来的收益被其他公司不劳而获(Jaffe, 1986),其他追随者和模仿者可以以很低的成本模仿或者非法盗取新技术,导致“搭便车”现象的出现,挫伤企业进行绿色技术创新的积极性。污染排放的负外部性是指由于缺乏污染物排放定价,实施绿色技术创新的企业要承担由于环境负外部性造成的经济成本,因此企业很难自发进行绿色技术创新。企业进行技术创新的动力源于“垄断租金”(Aghion & Howitt, 1998),若没有相应的外部激励和约束,则绿色技术的研发和创新对于理性的经济主体而言是不经济的选择,企业缺乏绿色技术研发动力。这也意味着单纯的市场调节机制下,企业的绿色技术创新存在明显的市场失灵。政府干预是解决外部性的有效办法,知识产权示范城市建设的目的在于保护创新者和权利人的合法权益。相较于非示范城市,知识产权示范城市政府设定了明确的工作目标和考核要求,明确将激励知识产权创新创造能力、优化知识产权创新环境和严格知识产权执法保护作为重要的工作措施纳入到示范城市建设的总体工作方案之中且受到上级政府的直接监管和考核,为企业开展持续性的创新活动提供了良好的法治和经济环境。同时,在生态环境约束趋紧和国家“双碳”目标建立的背景下,市场对于绿色技术和产品的需求也逐渐增加,企业也越来越关注通过绿色技术创新来提高自身核心竞争力(范红忠、董江琛, 2023)。基于此,知识产权示范城市政策会对企业绿色技术创新行为产生积极影响,而且会促使企业尝试在技术复杂度更高、创新程度更大的领域进行突破,提升绿色创新质量。由此,本文提出假说1:

H1:知识产权示范城市政策会促进企业绿色技术创新“增量提质”。

(三)技术距离的调节效应

在同一行业,企业之间的生产力水平和创新能力存在着很大的差异。知识产权保护对企业绿色技术创新的促进作用会受到企业与所在行业技术前沿的距离的影响。知识产权示范城市政策实施的重要目的在于保证创新主体的合法权益,会导致绿色技术流动壁垒提高,增加绿色技术模仿和跟随成本(方慧等,2021)。同时,企业也会因为“技术隔离”增加研发投入,提升自身绿色创新水平,从而加剧了绿色创新市场的竞争。

在行业内部,生产率水平较高以及资金基础雄厚的企业接近技术前沿,其掌握的知识存量较多,且研发经验较为丰富。示范城市政策的实施导致技术流动壁垒的增加,会强化靠近技术前沿企业的垄断优势,激发了靠近技术前沿企业的绿色创新动机,同时其“逃离竞争”的意愿更加强烈(Görg & Greenaway, 2004)。此时,企业研发投入越多,创新产出越明显(张海玲,2019)。因此,知识产权保护政策对于接近技术前沿企业的绿色技术创新的数量和质量促进作用显著。然而,对于行业内距离技术前沿较远的落后企业而言,其研发能力较弱,技术仍然以模仿创新为主(Aghion & Howitt, 1998; Benhabib et al., 2014),或正在经历由模仿创新向自主创新的过渡阶段(余骁等,2023)。严格的知识产权保护政策带来的技术模仿和跟随成本上升以及市场竞争加剧降低了企业预期的研发租金,削弱其绿色创新意愿,因此在面对严格的知识产权保护时,远离技术前沿企业的绿色创新数量和质量难以获得显著的正向影响。基于此,提出如下假说:

H2:知识产权示范城市政策对于靠近技术前沿企业的绿色技术创新“增量提质”作用显著,但对于远离技术前沿企业的绿色技术创新“增量提质”作用不显著。

H3:当企业与技术前沿的距离缩小,知识产权示范城市政策对企业绿色技术创新“增量提质”的促进效应增加。

(四)知识产权保护对绿色技术创新的作用机理分析

知识产权示范城市政策会通过以下路径影响企业的绿色技术创新:

一是增加研发投入。对于企业而言,盈利是企业生存和发展的重要前提,而绿色技术创新具有较高的风险和不确定性,导致其不仅需要较高的研发投入且较难在短期内得到实际经济效益,与企业生存盈利目标相悖。知识产权保护示范城市政策可以破解这一难题。首先,入选知识产权示范城市的政府会制定详细的工作方案,建立知识产权保护体系,从坚持日常监管和专项行动相结合、行政保护和司法保护相结合、宣传教育和打击震慑相结合,全面加强知识产权保护的工作力度以保护绿色创新成果,使得创新主体的预期收益增加。同时,政府会通过财政手段促进企业知识产权产出以及提高对于高质量创新成果的激励,加大对于知识产权保护的专项资金投入,包括增加专项资金实施专利资助、专利奖励和知识产权计划项目

激励。以上两个方面均激励了创新主体的创新意愿,促进企业研发投入的增加。其次,从外部获取融资是解决企业研发创新投入资金不足的主要手段,资金可得性对于技术创新至关重要。若企业面临融资约束问题,往往会降低绿色技术创新投入,这对绿色技术创新产生不利影响(靳毓等,2022)。知识产权示范城市建设有助于缓解企业的融资约束进而加大研发资金的投入。一方面,从知识产权立法和司法保护角度来看,示范城市相关行政部门会加大对于侵权行为的打击力度,遏制其发生和蔓延,进一步优化创新环境。外部投资者预期投资收益增加,也增强了投资者的信心。另一方面,法治环境的建设也会增强企业对自身研发项目的披露意愿(冯苑、聂长飞,2023),降低了研发活动所面临的信息不对称问题,有利于企业吸引外部投资者对其进行投资。二者共同作用缓解企业研发融资困境,增加了企业研发投入。研发投入作为具有“稀缺性”和“必要性”的创新资源,高研发投入是企业进行绿色技术创新的必要条件(张旭、王宇,2017)。

二是强化企业社会责任。经济激励和合法性动机是企业履行社会责任的重要动因(Campell,2007),知识产权示范城市政策的实施不仅关系到企业的经济利益,而且会通过合法性约束影响企业履行社会责任。具体而言,首先,企业是知识产权保护社会责任的主要承担者,经济因素是影响其承担社会责任的根本动因(王钰、胡海青,2021)。知识产权示范城市政策的实施可以赋予企业创新成果一定的垄断利润,当企业积极践行知识产权保护政策时,预期收益超越成本,因此基于“成本-收益”的考量,企业会倾向于选择履行社会责任,这表明知识产权示范城市政策会对企业履行社会责任产生正向激励效应。其次,合法性动机表明企业的行为会受到制度压力的约束,企业只有遵从社会对于其履行社会责任的规范和期望才能获得经营合法性、利益相关者支持和生存必需资源(贾兴平、刘益,2014)。严厉的知识产权示范城市政策进一步强化了市场合法性约束,同时知识产权示范城市会对锐意创新和诚信经营的典型企业进行大力宣传,因此企业只有积极履行社会责任,塑造并推广其正面形象,遵从社会对于企业履行社会责任的期望,才能不断获取合法性资源支持(Gardberg & Fombrun,2006),这表明知识产权示范城市政策会通过合法性约束促进企业履行社会责任。综上,知识产权保护政策的实施有助于促进企业履行社会责任,对提升企业的社会责任表现产生积极推动作用。而企业的社会责任提升会促进企业关注与反思自身发展战略与环境之间的关系,有助于推动企业树立与落实基于绿色环保的创新战略(肖红军等,2022),将内外部资源更有效地投入到绿色技术创新当中,由此促进企业绿色技术创新数量和质量提升。

基于以上分析,本文提出如下假说:

H4:增加企业研发投入和强化企业社会责任是知识产权示范城市政策促进企业绿色技术创新“增量提质”的重要渠道。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

为探究知识产权示范城市政策对于企业创新水平的影响,本文基于2012年及之后设立的知识产权示范城市名单,构建如下多期DID模型进行实证检验:

$$\ln Gin_{cijt} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{cijt} + \theta X_{cijt} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_c + \varepsilon_{cijt} \quad (1)$$

$$\ln Gin_{cijt} = \beta_0 + \beta_1 did_{cijt} + \beta_2 did_{cijt} \times gap_{cijt-1} + \beta_3 gap_{cijt-1} + \theta X_{cijt} + \gamma_i + \gamma_t + \gamma_c + \varepsilon_{cijt} \quad (2)$$

式(1)中,下标 c, i, j, t 分别表示城市、企业、行业和年份。被解释变量 $\ln Gin_{cijt}$ 表示 c 城市企业 i 第 t 年的绿色创新表现,包括绿色创新数量和绿色创新质量。 did_{cijt} 是知识产权示范城市政策。 α_0 表示常数项。 X 为一系列企业层面和城市层面的控制变量。 λ_i, λ_t 和 λ_c 分别表示企业、年份和城市层面的固定效应。 ε_{cijt} 表示随机扰动项。本文重点关注的系数是 α_1 ,若 α_1 显著为正,则表明示范城市政策显著促进了企业绿色技术创新“增量提质”。为检验技术距离在知识产权保护对企业绿色技术创新影响中的作用,进一步在式(2)中引入技术距离 (gap_{cijt-1}) 和 did_{cijt} 的交互项,其余设定与式(1)一致。式(2)主要关注的系数是 β_2 ,若 β_2 显著为负,则表明企业与技术前沿的距离越小,示范城市政策对于企业绿色技术创新“增量提质”的促进作用越大。

(二) 变量说明

(1) 被解释变量。本文被解释变量包括绿色创新数量 ($\ln Gnum$) 和绿色创新质量 ($\ln Gqua$)。参考刘柏等(2023)的做法,首先,关于绿色创新数量指标的构建,本文以企业绿色专利申请总量来衡量企业绿色创新数量。其次,关于绿色创新质量指标的构建,由于质量较高的绿色专利往往引用量较高,因此本文使用企业当年申请的绿色专利被引次数作为绿色创新质量的代理指标。同时考虑到若不对企业当年申请的绿色专利引用数量加以时间限制,则会导致绿色专利引用数据在企业之间缺乏可比性 (Chemmanur & Tian, 2018; 刘柏等, 2023)。因此,本文借鉴 Lahiri(2010)的做法,基于中国研究数据服务平台中的企业绿色专利引用数据测度企业当年申请的绿色专利在未来两年内的被引用次数总和来衡量企业绿色创新质量。稳健性检验中,本文还分别采用企业当年授权的绿色专利总数衡量绿色创新数量和当年申请的绿色专利在未来三年内的被引用次数来衡量绿色创新质量。在实证研究中,本文对绿色创新数量和绿色创新质量变量做加1取自然对数处理,以消除绿色专利数据右偏分布的问题。

(2) 核心解释变量。 did 是本文的核心解释变量,设定是:当企业 i 所属城市 c 在 t 年被

批准为示范城市,那么在示范政策实施当年及之后, *did* 赋值为 1, 否则为 0。本文选取 2012—2019 年共计 6 批被设立为知识产权保护示范城市内的企业为处理组, 其他企业为对照组。由于部分试点地区仅为县级市或者仅为直辖市的一个区或几个区, 如果将这些县级市或地区对应的地级市及直辖市归为处理组, 就有可能造成估计结果偏误, 因此借鉴已有研究的做法(毛丰付等, 2023; 周科选、余林徽, 2024), 将示范城市名单中涉及到的县级市所在地级市以及区域所在直辖市从样本中剔除。

(3) 控制变量。为排除企业和城市层面的其他潜在因素对企业绿色技术创新数量和质量造成的干扰, 借鉴徐佳和崔静波(2020)、崔广慧和姜英兵(2022)、任晓松等(2024)以及秦炳涛等(2024)的做法, 本文选择了一系列企业和城市层面的特征变量作为控制变量, 以确保研究的准确性。关于企业层面的控制变量包括: (1) 企业规模 (*lnsize*), 使用企业总资产的对数值衡量, 一般而言, 企业规模越大, 越会增加研发投入以促进自身持续发展。(2) 企业年龄 (*lnage*), 使用企业上市时长的对数值衡量, 代表企业成熟度, 在市场中处于生命周期的成熟或者衰退阶段的企业往往会降低高风险以及回报周期较长的创新活动。(3) 企业价值 (*TQ*), 使用托宾 *Q* 值表示, 可以衡量企业的社会价值创造能力。(4) 企业负债 (*debt*), 使用资产负债率表示, 即企业负债合计与资产合计之比, 反映了企业的经营风险。(5) 企业盈利能力 (*ROA*), 用企业的总资产收益率表示, 即企业的净利润与资产总额之比, 体现了企业的经营业绩。(6) 企业治理结构, 使用第一大股东持股比例 (*top1*) 和独立董事比例 (*indep*) 来衡量。在城市层面选取的控制变量有: 人均 GDP (*lnpergdp*)、产业结构 (*industry*) 和科技教育支出 (*expsci*), 其中人均 GDP 用城市人均 GDP 的对数值衡量, 产业结构用第二产业占 GDP 的比重表示, 科技教育支出使用城市科学支出与教育支出占财政总支出比重衡量。此外, 由于本文研究对象为企业的绿色技术创新, 绿色技术创新会受到城市的环境规制的影响, 因此加入了城市层面的环境规制变量 (*lnSO₂*), 选取城市层面单位经济产出的二氧化硫排放并取对数值来衡量。

(三) 数据处理与来源

本文选择沪深 A 股 2007—2021 年上市公司为研究样本, 参考已有研究(刘柏等, 2023)做以下数据处理: 剔除样本中的非正常上市状态、金融类以及房地产类上市公司; 尝试通过查询年报对于上市公司关键缺失变量进行补充, 若无法找寻相关数据, 则排除该公司样本。对变量进行上下 1% 的缩尾处理来消除异常值的影响, 变量描述性统计如表 2 所示。关于数据来源, 企业层面变量来自于国泰安数据库(CSMAR), 绿色专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS), 城市层面控制变量来自于《中国城市统计年鉴》。

表2 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnGnum</i>	14,863	0.467	0.858	0.000	3.829
<i>lnGqua</i>	14,863	0.213	0.638	0.000	3.466
<i>did</i>	14,863	0.473	0.499	0.000	1.000
<i>lnsize</i>	14,863	22.111	1.182	20.003	25.460
<i>lnage</i>	14,863	2.859	0.345	1.792	3.497
<i>TQ</i>	14,863	2.108	1.317	0.865	8.379
<i>debt</i>	14,863	0.413	0.194	0.057	0.878
<i>ROA</i>	14,863	0.038	0.065	-0.265	0.204
<i>top1</i>	14,863	0.335	0.142	0.088	0.712
<i>indep</i>	14,863	0.374	0.053	0.333	0.571
<i>lnpergdp</i>	14,863	11.308	0.548	9.807	12.223
<i>industry</i>	14,863	0.444	0.090	0.228	0.660
<i>expsci</i>	14,863	0.215	0.042	0.123	0.295
<i>lnSO₂</i>	14,863	5.656	1.979	1.033	9.311

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表3汇报了公式(1)的基准回归结果,其中列(1)和列(2)未加入城市层面的控制变量和城市层面固定效应,列(3)和列(4)在列(1)和列(2)基础上加入了城市层面固定效应,列(5)和列(6)加入了所有控制变量和固定效应。为克服异方差问题,回归均采用稳健标准误形式,此外,在稳健性检验中还使用了聚类到企业和行业层面的稳健标准误进行稳健性检验。由列(1)至列(6)结果可知,核心解释变量估计系数均显著为正,这表明了知识产权示范城市政策显著推动了企业绿色技术创新“增量提质”。本文的研究假说1得到了经验证据支持。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
<i>did</i>	0.0622*** (0.0210)	0.0622*** (0.0192)	0.0652*** (0.0214)	0.0637*** (0.0197)	0.0669*** (0.0213)	0.0610*** (0.0197)
<i>lnsize</i>	0.0923*** (0.0139)	0.0504*** (0.0121)	0.0976*** (0.0144)	0.0496*** (0.0125)	0.0967*** (0.0143)	0.0498*** (0.0125)
<i>lnage</i>	-0.0712 (0.0905)	-0.1331 (0.0824)	-0.0692 (0.0914)	-0.1357 (0.0837)	-0.0808 (0.0916)	-0.1292 (0.0835)
<i>TQ</i>	-0.0038 (0.0053)	0.0039 (0.0050)	-0.0032 (0.0053)	0.0035 (0.0051)	-0.0024 (0.0053)	0.0031 (0.0051)

续表 3

基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
<i>debt</i>	-0.0114 (0.0503)	0.0074 (0.0444)	-0.0019 (0.0511)	0.0113 (0.0450)	-0.0078 (0.0510)	0.0140 (0.0448)
<i>ROA</i>	0.0007 (0.0875)	0.0011 (0.0772)	0.0039 (0.0881)	0.0039 (0.0780)	0.0183 (0.0884)	-0.0049 (0.0779)
<i>top1</i>	0.0453 (0.0818)	0.0116 (0.0705)	0.0502 (0.0836)	0.0034 (0.0721)	0.0374 (0.0837)	0.0044 (0.0723)
<i>indep</i>	-0.2411* (0.1459)	-0.2537* (0.1343)	-0.2354 (0.1468)	-0.2533* (0.1356)	-0.2293 (0.1465)	-0.2527* (0.1355)
<i>lnpergdp</i>					-0.0513 (0.0413)	0.0585 (0.0361)
<i>industry</i>					-0.4547*** (0.1686)	0.0735 (0.1455)
<i>expsci</i>					0.7405*** (0.2308)	-0.3915* (0.2244)
<i>lnSO₂</i>					-0.0059 (0.0114)	-0.0051 (0.0103)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	是	是	是	是
观测值	14,863	14,863	14,863	14,863	14,863	14,863
R ²	0.7083	0.5489	0.7096	0.5493	0.7102	0.5495

注：*、**及***分别表示估计系数值在10%、5%及1%的水平上显著，括号内的值为稳健标准误，下表同；因篇幅所限，后文不再报告控制变量的回归结果。

(二) 平行趋势检验

准确考察知识产权示范城市政策是否对企业绿色技术创新数量和质量存在显著影响的前提是排除处理组和控制组企业在政策冲击年之前就存在时间趋势上的差异，为此进行平行趋势检验。将回归方程(1)中的 did_{cijt} 更换为一系列的虚拟变量 D_{cijt}^n ，表示若 i 企业所属城市为示范城市且年份在距离政策实施年份为 n 时，设定 D_{cijn} 为“1”，否则为“0”，表达式如下：

$$\ln Gin_{cijt} = \alpha_0 + \sum_{n=-4}^6 \gamma_n D_{cijt}^n + \theta X_{cijt} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_c + \varepsilon_{cijt} \quad (3)$$

考虑到本文政策实施年份前第5年以前样本数据较少，参考白俊红等(2022)的研究，在

进行平行趋势检验时将政策实施前年份缩尾至政策年前第5年并将政策实施后年份缩尾至政策年后第6年,同时将政策实施年前第5年的虚拟变量 D_{cijt}^{-5} 作为基期,因此式(3)中 D_{cijt}^n 包括 $[D_{cijt}^{-4}, \dots, D_{cijt}^6]$,这意味着以政策实施前1期至4期的虚拟变量作为政策发生前平行趋势检验的参考年份。式(3)中的 D_{cijt}^n 的系数 γ_n 的显著性和变动趋势是本部分的重点观察对象。平行趋势检验结果在图1和图2中展示,横轴表示距离政策实施年份的时间间隔,负数为政策实施前,正数为政策实施后。结果表明:在政策实施年前, γ_n 不显著且无明显变动趋势,处理组和控制组的绿色技术创新数量和质量不存在显著的差异,满足平行趋势假设。政策冲击后,企业绿色技术创新数量和质量动态经济效应线的95%置信区间的下限离开水平线并短期内向右上方倾斜,系数显著为正,说明政策对于企业绿色技术创新数量和质量具有提升作用。

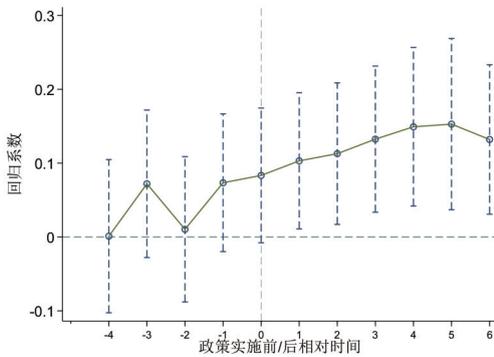


图1 绿色创新数量平行趋势检验

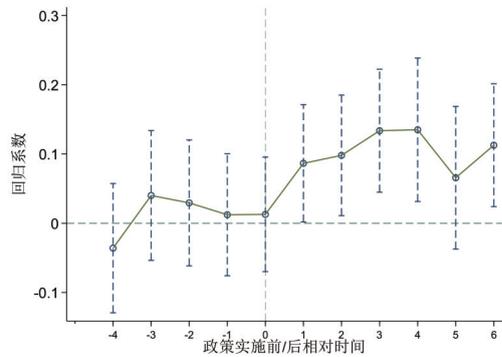


图2 绿色创新质量平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

尽管本文已在基准回归中对于城市和企业层面的特征变量进行了控制,但仍然有可能存在一些非观测的特征因素使得处理组和对照组趋势的变动受到影响,基于此本文对政策进行安慰剂检验。本文随机抽取处理组和随机设定政策实施时间。处理组的选取上,从数据样本城市中随机选取与实际示范城市相同数量的城市作为安慰剂检验中的示范城市,示范城市中的企业为处理组企业,其他城市中的企业作为控制组企业;政策实施时间的设定上,从样本数据时期中随机抽取年份作为处理时间。基于随机抽取的处理组和处理时间,按照方程(1)进行估计,记录交互项的系数为 $\hat{\alpha}^{pseudo}$ 。本文进行500次重复随机选取过程并记录每一个 $\hat{\alpha}^{pseudo}$,随机抽取过程的500个估计系数的分布图在图3和图4中展示:500次随机选取回归系数的均值结果非常接近于0,同时估计值的P值大多数都大于0.1,结合基准回归结果中知识产权示范城市政策对于企业绿色技术创新数量和质量的影响估计系数,即表3列(5)和列(6)

显示的0.0669和0.0610,可以看出基准回归结果属于显著的极端值,这表明本文的估计结果并非偶然得到,并不受到其他政策或干扰因素影响,从反事实的角度证明了基准回归结果的稳健性。

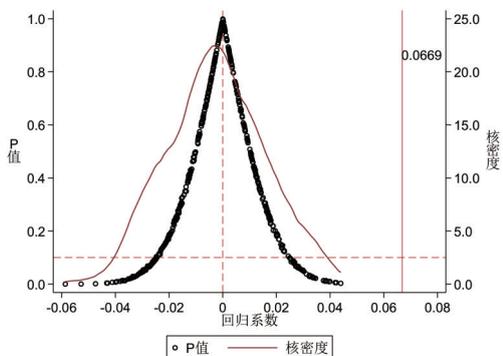


图3 绿色创新数量安慰剂检验

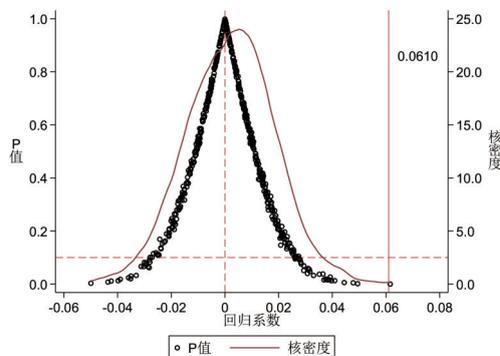


图4 绿色创新质量安慰剂检验

2. 多期双重差分模型的异质性处理效应检验

多期双重差分模型得到的估计系数可以视为处理组样本在不同时点的政策效果的加权平均和,权重总和为1,其中负权重问题不可避免,若出现较多负权重,则会造成估计偏误(De Chaisemartin & D’Haultfoeuille, 2020)。基于此,本文借鉴 De Chaisemartin 和 D’Haultfoeuille (2020)的方法,计算了负权重在研究样本中的比重,结果表明负权重占比约为9.8%,在一定程度上表明异质性处理效应对于基准回归结果影响较小。但为稳健起见,本文根据 De Chaisemartin 和 D’Haultfoeuille(2020)的做法,使用多期多个体倍分法来解决双向固定效应的估计偏误问题。图5绘制了该方法的估计结果,动态估计结果满足平行趋势假设,表明在考虑异质性处理效应后,知识产权示范城市政策对于企业绿色技术创新数量和质量的促进作用依然显著存在。

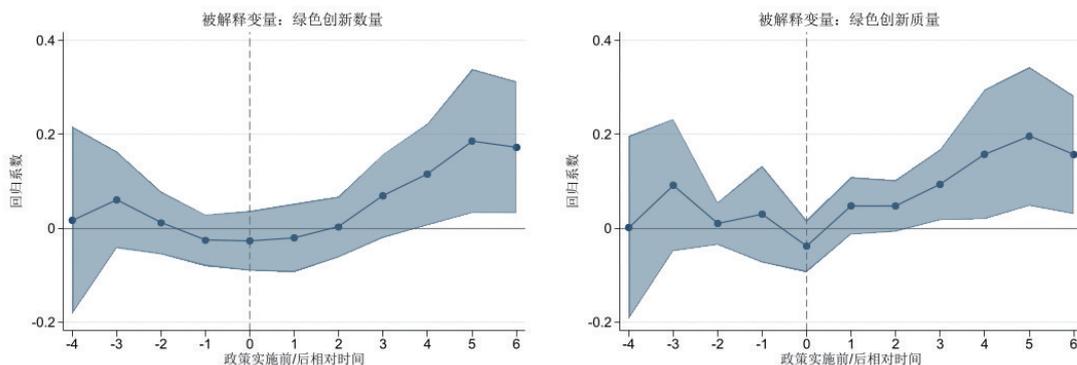


图5 异质性处理效应检验

3. 其他稳健性检验

(1) 替换被解释变量。此处使用企业当年授权的绿色专利总数加1取对数作为绿色技术创新数量的代理变量,使用企业未来三年内的绿色专利被引用数量加1取对数作为绿色技术创新质量的代理变量进行回归检验,回归估计结果分别见表4列(1)和表5列(1)。

(2) PSM-DID 检验。考虑到示范城市中企业与非示范城市中企业存在的特征差异可能会对估计结果造成影响。因此,本文采用半径匹配法选取与处理组企业特征较为相似的对照组企业,解决企业样本的选择性偏差问题,重新构建回归样本对基准回归进行检验。匹配时的协变量为企业层面的控制变量。匹配后估计结果见表4列(2)和表5列(2)。

(3) 排除干扰因素影响。第一,此处排除2008年全球金融危机和2015年国内资本市场异常波动对基准回归估计结果的影响,将以上事件年份的样本数据删除进行回归估计,表4列(3)和表5列(3)展示了回归结果;第二,排除同时期其他政策因素干扰,选择三项代表性政策,包括2012年启动的新能源示范城市政策(*policy1*)、2010年启动的低碳城市试点政策(*policy2*)和2011年启动的碳排放权交易试点政策(*policy3*),控制以上三项政策对绿色技术创新的影响,在基准回归模型中加入了政策的虚拟变量。回归结果见表4列(4)和表5列(4)。

(4) 排除政策前后观测时期不平衡性的影响。知识产权示范城市政策自2012年开始逐渐扩大试点区域分批次实施,对于2019年成为示范城市所属企业而言,由于本文研究样本时期为2007—2021年,在2019年之后的样本观测时期较短,可能会影响基准回归的估计结果。因此,删除了2019年成为示范城市的样本数据,排除由于政策实施前后观测时期差距较大的影响。结果在表4列(5)和表5列(5)展示。

(5) 变更聚类层级检验。本文调整稳健标准误的聚类层级,使用聚类到企业层面的稳健标准误,同时为消除同行业企业间存在的相关性,也使用了聚类到行业层面的稳健标准误进行稳健性检验。结果在表4列(6)(7)和表5列(6)(7)展示。

由以上稳健性检验结果可知,核心解释变量的系数仍然显著为正,验证了基准回归结论的稳健性。

表4 知识产权保护对于企业绿色技术创新数量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>did</i>	0.0672*** (0.0240)	0.0645*** (0.0212)	0.0763*** (0.0227)	0.0656*** (0.0214)	0.0901*** (0.0225)	0.0669** (0.0305)	0.0669** (0.0294)
<i>policy1</i>				-0.0267 (0.0236)			
<i>policy2</i>				0.0150 (0.0226)			

续表4 知识产权保护对于企业绿色技术创新数量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>policy3</i>				-0.0230 (0.0320)			
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	14,863	14,190	13,441	14,863	14,481	14,863	14,863
R ²	0.7154	0.7008	0.7154	0.7102	0.7105	0.7102	0.7102

表5 知识产权保护对于企业绿色技术创新质量的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>did</i>	0.0707*** (0.0208)	0.0615*** (0.0196)	0.0701*** (0.0209)	0.0586*** (0.0196)	0.0714*** (0.0207)	0.0610** (0.0247)	0.0610** (0.0231)
<i>policy1</i>				-0.0162 (0.0227)			
<i>policy2</i>				-0.0239 (0.0204)			
<i>policy3</i>				-0.0307 (0.0314)			
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	14,863	14,190	13,441	14,863	14,481	14,863	14,863
R ²	0.5669	0.5453	0.5469	0.5497	0.5468	0.5495	0.5495

(四)技术距离的调节作用

技术距离(gap_{cijt-1})表示企业与行业前沿技术之间的距离,为了验证假说2和3,我们首先要对技术距离进行测度。参考张海玲(2019)的做法,本文以上一期行业中企业全要素生产率最大值(\overline{TFP}_{jt-1})与目标企业的全要素生产率(TFP_{cijt-1})之比的自然对数表示技术距离,计算公式为:

$$gap_{cijt-1} = \ln(\overline{TFP}_{jt-1} / TFP_{cijt-1}) = \ln \overline{TFP}_{jt-1} - \ln TFP_{cijt-1} \quad (4)$$

其中,企业的全要素生产率用GMM方法测算得到。 gap_{cijt-1} 值越大则表明企业离技术前沿越远,反之则越靠近技术前沿。按照企业技术距离的中位数将企业样本分为两个子样本:靠近技术前沿的企业和远离技术前沿的企业。表6列(1)至列(4)展示了回归结果,可以

发现企业技术距离较小时,实施知识产权保护政策可以显著促进企业绿色技术创新“增量提质”,然而企业技术距离较大时,实施知识产权保护政策并未显著促进企业绿色技术创新数量和质量的生长。进一步地,基于公式(2)考察技术距离的调节作用,结果在表6列(5)和列(6)展示, $did \times gap$ 变量的回归结果显著为负,表明企业与技术前沿的技术差距越小,知识产权示范城市政策促进企业绿色技术创新的“增量提质”的作用越大。基于此,假说2和3得以验证。下文我们也从行业技术特征异质性角度进行检验来进一步佐证研究结论。

表6 技术距离的调节作用

变量	技术距离小		技术距离大		调节作用	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
$did \times gap$					-0.2342*** (0.0599)	-0.1645*** (0.0564)
did	0.0841*** (0.0319)	0.0809*** (0.0296)	0.0498 (0.0348)	0.0142 (0.0325)	0.1550*** (0.0314)	0.1239*** (0.0298)
gap					0.1492*** (0.0460)	0.0755* (0.0428)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	7,197	7,197	7,107	7,107	14,680	14,680
R^2	0.7553	0.6268	0.6922	0.4966	0.7115	0.5502

(五)异质性分析

1. 基于行业技术特征的异质性分析

本文从行业本身技术水平差异和行业技术是否易被反向工程两个方面进行行业技术特征异质性分析。

首先,考虑到不同技术水平行业的企业创新能力及对知识产权保护政策的敏感度会影响企业的绿色技术创新水平,本文基于相关文件分析将研究样本分为高科技行业和其他行业企业两个子样本进行异质性分析^①,分样本回归结果如表7所示。结果表明,知识产权保

^①参考彭红星和毛新述(2017)的研究,本文最终定义所属行业为大类行业C25-C29、C31、C32、C34-C41、I63-I65和M73的为高科技行业。

护政策对于高科技行业企业的“增量提质”作用显著,对于其他行业的绿色技术创新影响不显著。可能的原因在于,高科技行业的生产及发展主要基于技术和知识,其研发能力较强,且较为依赖知识产权保护政策。政策的强化可以有效保护高科技企业的专利成果使企业进行技术创新的预期收益增加,促进了企业绿色技术创新意愿。而对于其他行业企业,其生产技术含量较低,对知识产权保护政策的敏感度较低,因此政策对其绿色创新的作用不显著。

表7 行业技术水平异质性分析

变量	高科技行业		其他行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
<i>did</i>	0.0755*** (0.0269)	0.0727*** (0.0256)	0.0313 (0.0374)	0.0342 (0.0310)
控制变量	是	是	是	是
企业/年份/城市 固定效应	是	是	是	是
观测值	10,173	10,173	4,631	4,631
R ²	0.7192	0.5649	0.6746	0.4582

接下来,本文从企业是否属于易被反向工程行业的角度进行异质性分析。反向工程是获取技术信息的合法路径,对于一些中小企业和技术没有优势的企业,可以通过反向工程从合法渠道获得核心技术产品进而破解其技术内涵,从而攻克技术难关。同时,对于技术更容易被反向工程的行业来说,竞争对手也往往可以逃脱法律的制裁直接复制和利用相关技术(龙小宁、林菡馨,2018)^①,因此在知识产权保护政策强化的背景下,行业是否易被反向工程的特征也会导致其绿色技术创新表现不同。本文参考龙小宁和林菡馨(2018)的研究,将企业样本按照是否属于易被反向工程行业分为两个子样本进行异质性分析,回归结果如表8所示。由结果可知,示范城市政策对于不容易被反向工程行业的绿色技术创新“增量提质”的促进作用显著,并促进易被反向工程行业的绿色技术创新“增量”,但对于易被反向工程行业的“提质”作用不显著。原因在于,对于不易被反向工程行业企业而言,知识产权保护促进了企业的绿色技术创新意愿,企业更愿意发明绿色专利来延长技术的被保护年限并且提升专利质量,获得充分的创新收益。对于易被反向工程行业企业而言,行业内技术没有优势的企业在技术和

① 参照龙小宁和林菡馨(2018)的定义,将易被反向工程的行业定义为通用设备制造业,专用设备制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,仪器仪表制造业,金属制品、机械和设备修理业,其他行业为不易被反向的行业。

市场竞争中的角色是跟随者,其反向工程的目的就是模仿创新,因此往往对技术模仿依赖性较大。由于知识产权保护政策的强化,以往介于合法和违法边界的反向工程可能会受到惩罚,不仅降低了易被反向工程行业违法复制和直接利用技术的可能性,同时也可能遏制合法的技术扩散,对自主创新能力较弱的企业以及依赖模仿创新的企业而言,其无法跨越技术瓶颈提升绿色技术创新质量,因此,知识产权保护政策对其绿色技术创新促进作用不显著。同时,研究结果表明,知识产权示范城市政策对于易被反向工程行业企业的绿色创新数量促进作用更大^①,原因在于为避免其他企业或竞争对手逃避法律制裁而直接复制和利用技术,易被反向工程行业企业会更多地申请绿色专利来保护自身的创新成果,因此知识产权保护政策对易被反向工程行业企业创新数量的促进作用更大。

表8 行业反向工程难易程度异质性分析

变量	易被反向工程行业		不易被反向工程行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
<i>did</i>	0.1306*** (0.0466)	0.0670 (0.0466)	0.0641*** (0.0242)	0.0710*** (0.0219)
控制变量	是	是	是	是
企业/年份/城市 固定效应	是	是	是	是
观测值	3,629	3,629	11,198	11,198
R ²	0.7144	0.5754	0.7173	0.5467

2. 基于行业集中度的异质性分析

行业集中度体现了市场的竞争和垄断结构,绿色技术创新表现会受到市场结构的影响。本文利用企业所有者权益账面价值得到企业所占市场份额进而计算HHI指数,按照HHI指数均值将企业所在行业样本分为高集中度行业 and 低集中度行业两个子样本,分组回归结果如表9所示。由结果可知,知识产权示范城市政策对于低集中度行业企业的绿色技术创新“增量提质”作用显著,对于高集中度行业企业的促进作用不显著。可能的原因在于,在行业集中度较低的环境中,企业竞争程度较高,在知识产权保护政策下企业更有动机增强研

^① 本文采取CHOW检验进行组间系数差异检验,CHOW检验估计值为2.95,P值为0.000,即知识产权保护政策对易被反向工程行业和不易被反向工程行业企业的绿色技术创新数量的促进作用存在显著差异。

发投入促进其绿色技术进步,进而逃离竞争。而在行业集中度较高的环境中,企业可以利用行业壁垒有效遏制其他竞争者进入,企业间竞争较弱,知识产权保护对其绿色技术创新作用不显著。

表9 行业集中度异质性分析

变量	高集中度行业		低集中度行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
<i>did</i>	0.0402 (0.0330)	0.0425 (0.0296)	0.0870*** (0.0291)	0.0730*** (0.0274)
控制变量	是	是	是	是
企业/年份/城市固定效应	是	是	是	是
观测值	5,855	5,855	8,930	8,930
R ²	0.7211	0.5427	0.7121	0.5592

3. 基于行业碳排放强度的异质性分析

企业的绿色技术创新会受其所处行业的碳排放强度影响。为了探究不同污染程度行业下知识产权保护政策对于企业绿色技术创新的影响是否存在异质性,本文参考潘爱玲等(2019)将企业样本按照污染程度大小分为高碳行业企业和低碳行业企业两个子样本^①,分组回归结果如表10所示。结果表明,示范城市政策对低碳行业企业的绿色技术创新作用显著,但对高碳行业企业的促进作用不显著。其原因在于,相较于低碳行业企业而言,高碳行业企业的高污染、高排放和高能耗特征导致其进行绿色技术创新研发风险和难度更大,突破绿色技术创新模式较为困难,即使强化知识产权保护政策,也不能从根本上扭转高碳行业的固有特征。

^①参考潘爱玲等(2019)的做法,本文将化学原料和化学制品制造业,化学纤维制造业,有色金属冶炼和压延加工业,有色金属矿采选业,煤炭开采和洗选业,电力、热力生产和供应业,皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业,石油加工、炼焦和核燃料加工业,石油和天然气开采业,纺织业,造纸和纸制品业,非金属矿物制品业,黑色金属冶炼和压延加工业,黑色金属矿采选业,橡胶和塑料制品业等重度污染行业划分为高碳行业,其他行业为低碳行业。

表 10 行业碳排放强度异质性分析

变量	高碳行业		低碳行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	创新数量	创新质量	创新数量	创新质量
<i>did</i>	-0.0051 (0.0415)	0.0094 (0.0380)	0.0977*** (0.0254)	0.0782*** (0.0236)
控制变量	是	是	是	是
企业/年份/城市固定效应	是	是	是	是
观测值	3,907	3,907	10,916	10,916
R ²	0.6128	0.4977	0.7395	0.5693

五、机制检验

由前文理论分析得到,知识产权示范城市政策会通过促进企业研发投入和强化企业社会责任促进企业绿色技术创新“增量提质”。为检验知识产权保护政策影响企业绿色技术创新的两条路径,本文参考江艇(2022)提出的对机制分析的建议,采用以下模型进行机制检验:

$$Mech_{cijt} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{cijt} + \theta X_{cijt} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_c + \varepsilon_{cijt} \quad (5)$$

其中, $Mech_{cijt}$ 为企业研发投入效应和企业社会责任效应的渠道变量。其余变量含义和基准回归模型相同。

对于研发投入效应检验,使用企业研发投入占营业收入的比重($\ln RD1$)和企业研发投入的对数值($\ln RD2$)作为渠道变量进行机制检验。具体结果见表11列(1)和列(2)。结果显示,知识产权示范城市政策显著提升了企业的研发投入。

对于社会责任效应检验,和讯网上市公司企业社会责任评分涵盖了公司股东责任、员工责任、供应商与消费者责任、环境责任、社会责任五个方面,是衡量企业履行社会责任的重要工具,该分值越大则企业社会责任表现越好。基于此,本文使用和讯网公布的2010—2021年企业社会责任总得分加1的对数值($\ln Res1$)和环保责任得分加1的对数值($\ln Res2$)作为渠道变量进行机制检验。具体结果见表11列(3)和列(4)。结果显示,知识产权示范城市政策显著促进了企业的社会责任和环保责任。综上,假说4得到经验证据的支持。

表 11

机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnRD1	lnRD2	lnRes1	lnRes2
<i>did</i>	0.3600*** (0.1279)	0.0501* (0.0292)	0.0470** (0.0212)	0.0951*** (0.0308)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	13,771	14,743	11,885	12,234
R ²	0.8026	0.8723	0.6571	0.5279

六、结论与政策建议

探究知识产权保护政策能否促进我国企业绿色技术创新“增量提质”对国家实现“双碳”目标以及企业高质量发展有着重要意义。本文首先从理论上对知识产权保护影响企业绿色技术创新的机制进行探究,并探讨了技术距离在其中的调节作用。然后,基于多期双重差分模型实证检验了知识产权示范城市政策对于企业绿色技术创新“增量提质”的影响作用。研究表明:第一,知识产权示范城市政策对于企业绿色技术创新“增量提质”的作用显著,但其促进作用依赖于企业与行业技术前沿的距离,当企业与技术前沿越接近时,增强知识产权保护政策对企业绿色技术创新表现的促进效应越大;第二,知识产权示范城市政策对于绿色技术创新的积极影响存在显著的行业异质性,主要体现在高科技行业、不易被反向工程行业、低集中度行业和低碳行业企业;第三,知识产权示范城市政策对于绿色技术创新的提升作用主要通过促进企业研发投入和强化企业社会责任予以实现。

上述研究结论为进一步推动知识产权示范城市建设并促进企业绿色技术创新提供了如下政策启示:

第一,充分总结知识产权示范城市建设经验,逐步扩大示范城市范围。本文研究结论显示知识产权示范城市会显著促进绿色技术创新“增量提质”,这表明知识产权示范城市可以作为促进企业绿色技术创新的重要政策工具。未来应进一步评估知识产权示范城市建设经验,将先进的可复制的经验模式逐步向全国推广,形成“试点-推广”的运行机制,扩大示范城市建设规模。同时,应优化绿色技术创新评价体系,综合考量绿色技术的环保效益、实用性、创新

程度、经济性等因素,并将绿色技术创新成果纳入知识产权示范城市建设评价体系。此外,政府应在示范政策实施过程中开展不定期监督,对示范城市的绿色技术创新项目进行持续跟踪和评估,并提供一定的技术咨询、资金支持、政策倾斜等支持,以充分保证政策的有效实行,发挥示范城市对绿色技术创新的促进作用。

第二,缩小企业间的技术距离,增强企业的技术学习和自主创新能力。首先,政府可以通过提供资金补贴及减税政策来支持中小企业进行研发设备购置、人员培训、专利申请等技术创新活动,直接帮助中小企业降低创新成本,提高创新效率;其次,政府可以提供政策引导,鼓励大企业通过建立技术转让平台、举办技术交流会议、签订技术合作协议等方式将自身的技术资源开放给中小企业,直接提高中小企业技术水平;最后,政府可以通过提供税收优惠、设立创新基金、简化行政审批程序等政策来支持小企业与大企业的技术合作和创新活动,降低小企业参与合作的成本和风险,促进技术跨越发展,以此缩小企业间的技术距离。

第三,示范城市政府充分考虑企业异质性,精准实施知识产权保护政策以最大化政策实施效果。针对非高科技和高集中度行业,考虑到其行业企业科技水平较低、行业竞争程度较弱,应鼓励行业企业与科研院所、高校等机构开展合作,共同开展技术研发和创新项目,共享资源和技术成果。同时,建立科技园区、创新中心等创新载体,促进企业之间的合作与交流,为企业提供技术支持、资源共享等服务。此外,还可以制定相关政策和法规,为低科技创新水平行业的企业提供奖励和激励,并设立科技创新奖励、专利奖励等奖项,对取得突出成果的企业给予表彰和奖励,以此激发行业创新活力。针对高碳行业,则可以通过实施碳交易、制定税收优惠、补贴奖励、绿色信贷等低碳政策促使行业企业低碳发展。同时,应建立健全的绿色技术标准和认证体系,为企业提供技术指导和评估依据,以此配合知识产权保护政策,有效提升高碳行业绿色技术创新水平。而针对易被反向工程行业,通过设置绿色技术专项项目等形式来鼓励其在“模仿”绿色技术的基础之上进行改进和再设计,促使其不断进行技术差异化和产品升级迭代,以此提高其自主创新能力并进而提升绿色技术创新质量。

第四,进一步发挥企业研发投入和社会责任对企业绿色技术创新的促进作用。鉴于知识产权示范城市会通过增加研发投入和强化企业社会责任来促进企业绿色技术创新“增量提质”,因此,应进一步提高知识产权保护对企业研发投入和社会责任的提升作用。一方面,提高知识产权保护的执法和立法强度。通过加强知识产权相关执法力量、提升知识产权执法机构的专业化水平和执法效率来加大对知识产权侵权行为的打击力度。同时提高对绿色知识产权建设的财政和专项资金支持,设立对于知识产权保护的奖励机制,以此缓解企业融资约束,降低企业进行绿色创新的风险和成本,促使企业加大研发投入。另一方面,加强对知识产权保护意识的宣传和教育,通过组织知识产权保护专题培训等途径向社会公众和员工普及知识产权保护的重要性和必要性,提升社会公众和企业员工对知识产权保护的认知水平和法律意识,增强

全社会尊重和保护知识产权的价值认同。同时,鼓励企业积极参与知识产权保护相关的社会活动和倡议,树立企业良好的社会形象和品牌形象,以此促进企业提升自身社会责任。

参考文献:

- [1] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济,2022(06):61-78.
- [2] 操龙升,赵景峰. 专利制度对区域技术创新绩效影响的实证研究——基于专利保护视角[J]. 中国软科学,2019(05):97-103.
- [3] 崔广慧,姜英兵. 政府环保补助能否激励企业环保投资? ——来自工业企业的经验证据[J]. 环境经济研究,2022,7(02):89-105.
- [4] 董景荣,张文卿,陈宇科. 环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究[J]. 产业经济研究,2021(03):1-16.
- [5] 范红忠,董江琛. 知识产权保护的绿色技术创新效应[J]. 经济学动态,2023(10):71-89.
- [6] 方慧,封起扬帆,周亚如. 内外资企业技术距离与企业创新水平——基于知识产权保护的双向调节效应[J]. 产业经济评论(山东大学),2021,20(02):19-45.
- [7] 冯苑,聂长飞. 知识产权示范城市建设与企业创新投入[J]. 科研管理,2023,44(07):153-161.
- [8] 冯根福,郑明波,温军,等. 究竟哪些因素决定了中国企业的技术创新——基于九大中文经济学权威期刊和A股上市公司数据的再实证[J]. 中国工业经济,2021(01):17-35.
- [9] 郭丰,杨上广,柴泽阳. 知识产权示范城市、知识产权保护与企业创新——基于中国工业企业的微观证据[J]. 审计与经济研究,2022,37(05):117-127.
- [10] 纪祥裕,顾乃华. 知识产权示范城市的设立会影响创新质量吗?[J]. 财经研究,2021,47(05):49-63.
- [11] 李鑫,徐琼,王核成. 企业数字化转型与绿色技术创新[J]. 统计研究,2023,40(09):107-119.
- [12] 刘柏,卢家锐,琚涛. 形式主义还是实质主义:ESG评级软监管下的绿色创新研究[J]. 南开管理评论,2023,26(05):16-28.
- [13] 贾兴平,刘益. 外部环境、内部资源与企业社会责任[J]. 南开管理评论,2014,17(06):13-18+52.
- [14] 靳毓,文雯,何茵. 数字化转型对企业绿色创新的影响——基于中国制造业上市公司的经验证据[J]. 财贸研究,2022,33(07):69-83.
- [15] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(05):100-120.
- [16] 蒋永穆,乔张媛. 新质生产力:符合新发展理念的先进生产力质态[J]. 东南学术,2024(02):52-63+246.
- [17] 龙小宁,林菡馨. 专利执行保险的创新激励效应[J]. 中国工业经济,2018(03):116-135.
- [18] 毛丰付,高雨晨,魏亚飞. 知识产权战略是否提升了城市数字自主化水平?——来自中国知识产权示范城市建设的准自然实验[J]. 南京财经大学学报,2023(01):76-86.
- [19] 潘爱玲,刘昕,邱金龙,等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. 中国工业经济,2019(02):174-192.
- [20] 彭衡,李扬. 知识产权保护与中国绿色全要素生产率[J]. 经济体制改革,2019(03):18-24.
- [21] 彭红星,毛新述. 政府创新补贴、公司高管背景与研发投入——来自我国高科技行业的经验证据[J]. 财贸经济,2017,38(03):147-161.
- [22] 秦炳涛,刘依婷,林敢. 环保执法的创新补偿效应:来自企业绿色技术创新的证据[J]. 环境经济研究,2024,9(01):60-84.
- [23] 任声策,杜梅,张玉蓉,等. 企业知识产权保护逻辑的演化研究[J]. 中国科技论坛,2023(04):133-141.
- [24] 任晓松,孙莎,马茜,邵帅. 新能源汽车推广政策、融资约束与绿色技术创新[J]. 管理评论,2024,36

(01):131-148.

[25] 熊灵, 闫烁, 杨冕. 金融发展、环境规制与工业绿色技术创新——基于偏向性内生增长视角的研究[J]. 中国工业经济, 2023(12):99-116.

[26] 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(06):173-188+11.

[27] 吴超鹏, 唐菡. 知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2016, 51(11):125-139.

[28] 王钰, 胡海青. 知识产权保护与新创企业绩效——创业导向与社会责任的中介效应[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(04):62-69.

[29] 王锋正, 刘向龙, 张蕾, 等. 数字化促进了资源型企业绿色技术创新吗?[J]. 科学学研究, 2022, 40(02):332-344.

[30] 肖红军, 阳镇, 凌鸿程. 企业社会责任具有绿色创新效应吗[J]. 经济学动态, 2022(08):117-132.

[31] 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.

[32] 杨上广, 郭丰. 知识产权保护与城市绿色技术创新——基于知识产权示范城市的准自然实验[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2022, 75(04):100-113.

[33] 余骁, 黄先海, 陈航宇. 知识产权保护、技术距离与出口国内增加值率[J]. 中国工业经济, 2023(06):99-117.

[34] 周肖肖, 贾梦雨, 赵鑫. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济, 2023(06):43-61.

[35] 庄子银, 贾红静, 李汛. 知识产权保护对企业创新的影响研究——基于企业异质性视角[J]. 南开管理评论, 2023, 26(05):61-73.

[36] 张海玲. 技术距离、环境规制与企业创新[J]. 中南财经政法大学学报, 2019(02):147-156.

[37] 张峻, 刘小勇, 王昕芊. 国家知识产权试点政策是否促进了城市创新合作[J]. 经济学动态, 2023(05):72-91.

[38] 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[J]. 科技进步与对策, 2017, 34(17):111-119.

[39] 赵沁娜, 李航. ESG评级是否促进了企业绿色技术创新——来自中国上市公司的微观证据[J]. 南方经济, 2024(02):116-135.

[40] 周科选, 余林徽. 知识产权示范城市试点对中国经济高质量发展的影响——基于双重差分法的准自然实验证据[J]. 云南财经大学学报, 2021, 37(11):13-29.

[41] Aghion, P., P. Howitt. *Endogenous Growth Theory*[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1998.

[42] Benhabib, J., J. Perla, C. Tonetti. Catch-up and Fall-Back through Innovation and Imitation[J]. *Journal of Economic Growth*, 2014, 19: 1-35.

[43] Campell, J. L. Why Would Corporations Behave in Socially Responsible Ways? An Institutional Theory of Corporate Social Responsibility[J]. *The Academy of Management Journal*, 2007, 32(3): 946-967.

[44] Chemmanur, T. J., X. Tian. Do Antitakeover Provisions Spur Corporate Innovation? A Regression Discontinuity Analysis[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2018, 53(3): 1163-1194.

[45] De Chaisemartin, C., X. D' Haultfoeuille. Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.

[46] Gardberg, N. A., C. J. Fombrun. Corporate Citizenship: Creating Intangible Assets across Institutional Environments[J]. *Academy of Management Review*, 2006, 31(2): 329-346.

[47] Görg, H., D. Greenaway. Much Ado about Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment?[J]. *The World Bank Research Observer*, 2004, 19(2): 171-197.

[48] Jaffe, A. B. Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms, Patents, Profits and Market Value[J]. *American Economic Review*, 1986, 76: 984–1001.

[49] Lahiri, N. Geographic Distribution of R&D Activity: How Does It Affect Innovation Quality?[J]. *Academy of Management Journal*, 2010, 53(5): 1194–1209.

[50] Sweet, C. M., D. S. E. Maggio. Do Stronger Intellectual Property Rights Increase Innovation?[J]. *World Development*, 2015, 66: 665–677.

Intellectual Property Protection, Technology Gap and “Quantity Increase and Quality Improvement” of Green Innovation

Liu Yu^{a,b}, Zhang Shuo^c, Liang Dong^c

(a: College of Urban and Environmental Sciences, Peking University;

b: Institute of Carbon Neutrality, Peking University;

c: College of Economics and Management, China Agricultural University)

Abstract: Enterprise green innovation is an important driving force for China's green and low-carbon development, as well as an important channel for enterprises to improve their core competitiveness. Exploring whether intellectual property protection can improve the quantity and quality of enterprise green innovation has a significant impact on promoting the development of new quality productivity and achieving the Carbon Peak and Carbon Neutrality Goals. This paper takes the intellectual property demonstration city policy as a quasi-natural experiment, based on the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2007 to 2021 to explore the effects of intellectual property protection in improving the quantity and quality of enterprise green innovation. The results show that the demonstration cities policy has improved the quantity and quality of enterprise green innovation as a whole. However, this promotion effect depends on the technology gap. The policy significantly improves the quantity and quality of green innovation in enterprises close to the technological frontier, but the impact on quantity and quality of green innovation in enterprises far from the technological frontier is not significant. Furthermore, from the perspective of industry characteristics, policies have significantly improved green innovation in high-tech industries, industries that are not easily reverse engineered, low concentrated industries, and low-carbon industries. Increasing R&D investment and strengthening corporate social responsibility are two channels for intellectual property demonstration city policies to enhance the green innovation performance of enterprises. This paper enriches the existing research on the impact of intellectual property protection on green development from a micro enterprise perspective, providing useful policy insights for scientifically constructing intellectual property protection policies to encourage enterprises green innovation behavior.

Keywords: Intellectual Property Protection; Green Innovation; Technology Gap; Innovation Quantity; Innovation Quality

JEL Classification: L51 ,Q58 ,Q55

(责任编辑:朱静静)