

知识产权保护的绿色技术创新效应^{*}

范红忠 董江琛

摘要:绿色技术创新正成为全球科技竞争的重要新兴领域,研究知识产权保护的绿色技术创新效应有助于为中国绿色技术创新提供重要理论指导。本文利用中国部分城市设立知识产权法庭这一政策,实证研究知识产权保护对企业绿色技术创新的影响。研究发现:第一,知识产权保护具有重要的绿色技术创新效应;第二,城市设立知识产权法庭主要通过提高知识产权执法强度和立法强度两条机制来促进企业绿色技术创新。第三,设立知识产权法庭对绿色技术创新的促进作用与地区和企业特征有关。相对于低公众环保关注度地区企业、规模较小企业和西部地区企业,知识产权保护的绿色技术创新促进效应主要体现在高公众环保关注度地区企业、规模较大企业、东部和中部地区企业。本文研究结论对如何有效加强知识产权保护、促进企业绿色技术创新具有一定参考价值。

关键词:知识产权法庭 知识产权保护 绿色技术创新

一、引言

绿色技术创新是绿色发展的重要支撑,正成为全球科技竞争的重要新兴领域。与一般技术创新不同,绿色技术创新是以节能减排、保护生态环境为主要目的的技术创新。^①大量研究表明,加强知识产权保护可以促进企业技术创新(Kafourous et al, 2015; 张峻等, 2023)。由于生态环境的公共品性质,加强知识产权保护是否可以促进企业绿色技术创新仍不确定。研究该问题不仅对于正在践行绿色发展理念、努力实现“双碳”目标的中国至关重要,对于气候变暖愈演愈烈的世界各国也具有重要意义。但学界关于此问题的文献并不多见。

与本研究密切相关的现有文献可分为三类:其一是知识产权保护对技术创新影响的研究。绝大多数此类文献认为加强知识产权保护促进了技术创新。Branstetter et al (2006)、Allred & Park (2007)等使用跨国数据进行研究,均发现知识产权保护对企业技术创新具有正向影响。吴超鹏和唐葑(2016)采用各省知识产权保护执法力度数据,研究发现知识产权保护执法力度越大,企业技术创新产出越高。龙小宁等(2018)从立法规制、司法保护、行政保护等三个方面构建知识产权保护指标,发现加强知识产权保护有助于激发企业创新。张峻等(2023)基于国家知识产权试点城市政策,采用双重差分模型研究表明,知识产权保护促进了城市创新合作。然而,也有少数研究发现,在越南、印度尼西亚等创新能力较弱的国家,加强知识产权保护提高了企业模仿创新的难度,进而降低了企业的创新意愿(Cho et al, 2015)。

其二是关于知识产权保护之外其他因素对企业绿色技术创新影响的研究。此类文献主要关注绿色债券、环境规制、数字化水平、环境法治强化等因素的作用。Flammer(2020)发现绿色债券、股票市场发达程度能够促进企业绿色创新。王班班和齐绍洲(2016)发现,无论是命令型环境规制,还是市场型、自愿型环境规制均可促进企业绿色技术创新。王馨和王营(2021)基于《绿色信贷指引》政

^{*} 范红忠、董江琛(通讯作者),华中科技大学经济学院,邮政编码:430074,电子邮箱:hongzhong@hust.edu.cn, djc1991@qq.com。感谢审稿专家提出的宝贵意见,当然文责自负。

^① 该定义引自《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》。

策研究发现,绿色信贷有助于推动企业绿色技术创新。任英华等(2023)、宋德勇等(2022)均发现数字化水平对企业绿色技术创新具有正向影响。代昀昊等(2023)基于我国部分城市设立环保法庭这一政策试点,研究发现环保法治强化促进了企业绿色技术创新。

其三是知识产权保护对绿色技术创新影响的研究,这一类文献与本文的研究主题基本一致。目前,此类文献很少,且主要因为内生性问题,这些文献得到了截然不同的结论。彭衡和李扬(2019)通过构建各省知识产权保护指数,采用 SYS-GMM 面板模型,并以知识产权保护的滞后项为工具变量来处理内生性问题,得到的结论是加强知识产权保护抑制了绿色技术创新。肖振红和李炎(2022)采用与彭衡和李扬(2019)相似的各省知识产权保护指数,在没有考虑内生性问题的情况下通过面板数据模型进行实证分析,发现知识产权保护促进了绿色技术创新。上述两篇文献截然相反的结果表明,知识产权保护作为一种重要的制度安排,其内生性问题是研究知识产权保护绿色技术创新效应的一个重要障碍,这与研究制度的经济社会效应时面临的困难很相似(Acemoglu & Johnson, 2005)。该内生性问题有两个主要来源:一是可能存在着一些第三方因素,同时推进了知识产权保护和绿色技术创新。例如,国家、区域和城市层面经济发展水平的提高、知识产权意识和绿色创新意识的强化既能提高知识产权保护水平,也能推进绿色技术创新。在实证研究中,这些第三方因素可能会成为重要的遗漏变量,导致错误地高估知识产权保护对绿色技术创新的影响。二是潜在的双向因果关系。一方面,知识产权保护有可能通过强化绿色技术的所有权保护,促进绿色技术创新。另一方面,技术创新和绿色技术创新的逐渐推进、专利申请规模的不断扩张也可能为强化知识产权保护提供广泛的社会需求和政治资源,推动政策制定者出台加强知识产权保护的制度和政策。

从计量经济学理论上,彭衡和李扬(2019)在对知识产权保护的绿色技术创新效应进行分析时发现,以知识产权保护的滞后项作为工具变量并不是一个很好的选择,因为知识产权保护对绿色技术创新很可能存在滞后影响。为了更好地处理知识产权保护的绿色技术创新效应在实证研究中存在的内生性问题,杨上广和郭丰(2022)基于知识产权示范城市建设这一事件,以 46 个知识产权示范城市为实验组,采用 PSM-DID 方法和城市层面的数据,得出了知识产权保护能够促进城市绿色技术创新的结论。然而,杨上广和郭丰(2022)研究的一个不足之处在于,知识产权示范城市是先经城市政府提交申请,国家知识产权局根据各城市提交的材料进行评比,然后再确定知识产权示范城市。在很大程度上,知识产权示范城市是相关城市积极争取后获得的荣誉称号,是该城市推进知识产权保护行动的一个重要成果。因此,以知识产权示范城市作为实验组进行双重差分处理具有一定的样本选择偏误。此外,该研究采用的是城市层面的数据,使得处理组样本过少。这些因素均在一定程度上降低了上述实证结果的说服力。

还有一点很值得注意,上述关于绿色技术创新的现有研究均未考虑生态环境的公共品性质。事实上,由于生态环境的公共品性质,政府和企业的环保行为深受社会公众生态环境意识和环境关注度的影响,如果社会公众的生态环境意识淡薄,对环境关注度低,那么政府和企业可能难有足够的动力推动绿色技术创新(Wang & Di, 2022)。因此在研究知识产权保护对绿色技术创新的影响时,有必要基于生态环境的公共品性质,考虑社会公众的生态环境意识和环境关注度对企业绿色技术创新行为的影响,以及知识产权保护绿色技术创新效应的前提条件。

针对现有文献的不足,本文基于 2017—2020 年最高法院陆续在部分城市设立知识产权法庭这一外生事件,采用企业层面的数据和 PSM-DID 方法识别知识产权保护的企业绿色技术创新效应。采用企业层面的数据有效地解决了处理组样本过少问题。而且,相比于地方城市申请、上级部门审批而设立的知识产权示范城市这一事件,设立知识产权法庭外生性更强。此外,基于生态环境的公共品性质,本文还考虑了社会公众生态环境意识和环境关注度对知识产权保护的企业绿色技术创新效应的重要影响。

本文的边际贡献主要在于:第一,本文基于知识产权法庭设立这一外生事件,采用微观企业数据研究知识产权保护的绿色技术创新效应。同现有文献相比,本文更好地处理了知识产权保护与绿色

创新相关研究面临的内生性难题,使研究结论更具说服力。第二,基于生态环境的公共品性质,本文揭示了知识产权保护能够产生绿色技术创新效应的前提条件。本文的研究结果表明,知识产权保护的绿色技术创新效应主要发生在公众环境关注度较高的地区。同以往文献相比,本文更加深刻揭示了知识产权保护与绿色技术创新之间的关系。

二、制度背景和理论假说

(一)制度背景

知识产权司法保护是世界各国保护知识产权的基本形式和主要渠道。与住宅、股票等普通财产权不同,知识产权很容易被模仿复制。对于科技专利类知识产权,还具有科技性和专业性强、案情复杂等特点。而且,随着科技不断进步,科技专利数量快速增加,知识产权相关案件的数量和复杂性也随之增加。20世纪下半叶以来,世界一些主要经济体,如美国、日本、英国、韩国等纷纷设立独立法院、专业法庭,受理知识产权案件,强化知识产权保护(王营、朱文艺,2022)。随着经济发展和科技进步,我国知识产权案件数量正在迅速攀升。全国法院受理各类知识产权一审案件从2013年的10.1万件增长到2020年的46.7万件,年均增长24.5%,比全国法院受理案件总量年均增幅高出12.8个百分点,反映出经济社会高质量发展对知识产权保护需求的明显增长(周强,2021)。

在城市设立知识产权法庭是我国加强知识产权保护的重要实践探索和重要制度创新。2017—2020年间,最高人民法院陆续在合肥、福州、杭州、宁波、武汉、济南、青岛、成都、南京、苏州、深圳、天津、郑州、长沙、西安、南昌、长春、海口、兰州、厦门、乌鲁木齐等21个城市的中级人民法院设立了知识产权法庭,作为审理知识产权相关案件的专门法庭,有权审理专利等技术类案件。这一制度创新在加强知识产权保护上具有如下特征优势。第一,通过明确城市知识产权司法保护的责任主体,有助于压实提高知识产权司法效率的责任指标和业绩指标,建立健全相关责任主体的业绩考核和激励机制,进而提高知识产权案件的司法效率。第二,知识产权法庭设置有技术调查官职位,在审理知识产权案件时,专业涵盖计算机、机械、医药、电学等高科技领域的技术调查官参与调查技术事实,有利于准确高效地查明技术事实,提高知识产权司法保护的公正性和及时性(姚志坚、刘方辉,2019;孟焕良,2022)。第三,知识产权司法保护的专门化有助于形成高素质、专业化审判队伍,提高专业技能和审判效率,有效加强知识产权保护。第四,知识产权法庭有效提升了知识产权司法的地位和功能,在一定程度上有利于消除知识产权侵权方面的地方保护主义。第五,通过提高知识产权司法效率,有助于引导和鼓励人们通过司法途径解决知识产权纠纷,增强全社会的知识产权保护意识,营造良好的创新氛围。

对上市公司而言,最高法院在哪个城市设立知识产权法庭是一个具有较强外生性的事件,由于设立城市知识产权法庭导致城市知识产权保护力度的加强,对于上市公司的绿色技术创新而言构成了外生冲击。这为采用上市公司数据研究知识产权保护的绿色技术创新效应带来了良好机遇。

(二)理论假说

企业技术创新通常具有高投入、高风险、正外部性和低模仿成本等特征。例如,微软公司开发Windows Vista的投入高达50亿美元(希尔、琼斯,2005)。一项对化学、制药、石油和电子产品开发的研究发现,只有大约20%的研究项目最终实现了成功的商业化(Mansfield, 1981)。正外部性是指企业从事研发创新的经济收益被其他不从事研发的公司所获取(Jaffe, 1986),低模仿成本是企业技术创新的成果作为一种新知识和新技术,其他企业可以很低的成本学习模仿或非法盗取。这表明市场机制在推进企业技术创新方面存在着失灵,如果政府不能有效地保护企业在一定时期内独占其技术创新成果的经济收益,企业就很难进行高投入、高风险的技术创新。产权的基本功能是给人们提供一个追求长期利益的稳定预期(张维迎,2002)。只有明确企业拥有其技术创新成果的知识产权,并采取行动切实保护这种产权,防止其他企业模仿或窃取这种知识,企业才能预期其可以通过技术创新来盈利,并愿意进行研发投入开展技术创新活动。

随着气候变暖问题的加剧、生态环境约束的趋紧和社会公众生态环境意识的提高,市场对生态绿色产品的需求不断提升,绿色技术创新成为企业提高核心竞争力的重要途径。企业进行绿色技术创新的成果作为一种新知识、新技术,同样具有高投入、高风险、正外部性和低模仿成本等特征。只有从法律上明确企业拥有其绿色技术创新成果的产权,并加以严格保护,企业才有可能预期其能从绿色技术创新投入中获取利润,才有可能进行绿色技术创新。由于科技专利类侵权案件的专业性、复杂性,城市设立专门的知识产权法庭有利于高效率、高质量保护企业绿色技术创新的知识产权。基于此,本文提出假说1:

假说1:设立知识产权法庭以强化知识产权保护将有助于企业进行绿色技术创新。

城市设立知识产权法庭使该城市明确了审判知识产权侵权案件的责任主体和专业主体。高效审理知识产权侵权案件、依法维护知识产权所有人的权益,进而促进企业创新发展是知识产权法庭的宗旨和目标。上级有关部门也会以知识产权侵权案件的年度审、结案率、办案质量等为重要指标对城市知识产权法庭进行年度业绩考核。因此,知识产权案件审判专业化下提高案件审理专业技能的内因和上级部门业绩考核的外因同时作用,这使得城市设立知识产权法庭将会有效提升保护知识产权的执法强度,进而有效加强知识产权保护,提高企业进行包括绿色技术创新在内的技术创新积极性。

城市知识产权法庭及其法官是知识产权相关法规的使用主体和需求主体。随着科技进步和产业变革,知识产权侵权方式不断演变,侵权类型不断增多,需要持续进行相关法律法规的建设和完善,使企业和法官在知识产权保护方面有法可依,才能高效审判和处理相关知识产权侵权案件,有效保护知识产权。随着企业技术创新内外部环境的变化,城市知识产权法庭在处理各类知识产权侵权纠纷与案件时,必然会发现现行知识产权相关法律法规的某些不足,并产生新的立法需求。为了高效审判案件,完成上级有关部门的业绩考核指标,城市知识产权法庭及其法官必然以需求主体的身份向知识产权立法部门和相关城市行政部门提出相关知识产权法规的立法要求。有了立法需求,就能促进立法供给。设立知识产权法庭使得城市有了强化知识产权相关法规立法的需求主体,并促进城市强化知识产权相关立法。知识产权保护相关法规的不断完善,可以统筹协调相关部门的工作,加快应对侵权投诉的反应速度,加大对违法行为的处罚力度。更重要的是,通过强化相关立法,可以教育提高广大企业的知识产权保护意识,促其自觉尊重其他企业的知识产权(李秋悦,2020)。伴随城市知识产权保护法规的完善,知识产权所有者的权益得以被更切实地保障,并促进企业进行包括绿色技术创新在内的技术创新。由此,本文提出假说2:

假说2:城市设立知识产权法庭将通过提高知识产权保护的执法强度和立法强度两种机制来促进企业进行绿色技术创新。

公众的生态环境意识和环境关注度对政府和企业的生态环保行为有着重要影响(Wang & Di, 2002)。生态环境是典型的公共品,社会公众是优质生态环境的直接受益者,也是恶劣生态环境的直接受害者。如果一个城市的社会公众生态环保意识强,对优质生态环境需求强烈,社会公众就会通过各种途径要求城市政府加强城市环境治理的力度,也会通过各种途径对破坏生态环境的企业进行抗击,迫使企业进行绿色技术创新。相反,如果一个城市的社会公众缺乏生态环保意识,对优质生态环境没有需求,对恶劣的生态环境视而不见,那么城市政府改善生态环境的动力就不足,企业也就难有绿色技术创新的需求。现有研究发现,中国城市社会公众的生态环境意识和生态环境参与程度促进了城市政府环境治理的积极性和企业的节能减排(郑思齐等,2013;李欣等,2022)。具体到本文研究的问题,由于生态环境的公共品性质,且企业管理者和政府环保部门的管理者本身也是城市社会公众的一员,如果社会公众生态环保意识差,对企业污染排放行为视而不见,即使城市通过设立知识产权法庭,加强了知识产权保护,企业和城市政府很可能只是把更多人力和物力投入到经济发展和普通技术创新上,对生态环境相关的绿色技术创新的重视程度并不会提高。由此,本文提出假说3:

假说3:知识产权保护绿色技术创新效应主要发生在公众生态环境意识强、环境关注度高的地区。

三、研究设计

(一)模型设定

中国在2017—2020年间共设立了21个知识产权法庭,为有效识别知识产权法庭对所在城市上市公司绿色创新的影响,本文将设有知识产权法庭城市的上市公司作为实验组,未设立知识产权法庭城市的上市公司作为对照组,采用双重差分模型评估知识产权法庭设立的政策效果。由于城市设立知识产权法庭的时点不一,因此本文采用渐进双重差分模型进行评估。基准模型设定如下:

$$Gpatent_{it}(GpatentI_{it},GpatentUI_{it})=\beta_0+\beta_1Pcourt_{it}+\rho X_{it}+\delta_i+\alpha_t+\epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*表示企业,下标*t*表示年份,被解释变量 $Gpatent_{it}$ ($GpatentI_{it}$ 、 $GpatentUI_{it}$)表示企业*i*在*t*年的绿色技术创新水平,分别由绿色专利总申请量、绿色发明专利申请量和绿色非发明专利申请量加1取对数获得。核心解释变量 $Pcourt_{it}$ 表示企业*i*所在城市在*t*年是否设立了知识产权法庭, X_{it} 表示有关企业绿色技术创新水平和城市事前特征的一系列控制变量。 β_0 表示常数项, δ_i 、 α_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应, ϵ_{it} 表示随机扰动项。本文关注系数 β_1 是否显著为正,若 β_1 显著为正,则意味着在知识产权法庭设立之后,位于该城市的企业其绿色技术创新水平得到显著提升。

(二)变量与数据

1. 被解释变量:企业绿色技术创新水平(用 $Gpatent$ 表示)。考虑到专利授权的时滞性,企业绿色专利的申请量更能及时可靠地反映绿色技术创新水平,借鉴陶锋等(2021)、黎文靖和郑曼妮(2016)、周焯等(2012)等研究对企业技术创新水平的衡量方法,本文采用企业绿色专利申请数量作为企业绿色技术创新水平和成果的衡量指标。为了识别知识产权法庭导致的知识产权保护加强对不同类型绿色专利产出的影响,本文将绿色专利进一步划分为绿色发明专利(用 $GpatentI$ 表示)与绿色非发明专利(用 $GpatentUI$ 表示),前者具有更高的技术复杂度,更能反映企业绿色技术创新水平。

2. 核心解释变量:企业所在城市是否设立知识产权法庭(用 $Pcourt_{it}$ 表示)。如果企业所在城市设有知识产权法庭,则该企业为实验组(用虚拟变量 $Treat$ 等于1表示),其他企业为对照组(用虚拟变量 $Treat$ 等于0表示)。令城市设立知识产权法庭当年及之后各年用虚拟变量 $Post$ 等于1表示,设立知识产权法庭之前各年用虚拟变量 $Post$ 等于0表示。 $Pcourt_{it}$ (等于 $Treat$ 与 $Post$ 的交乘)等于1就表示企业*i*所在城市在*t*年设立有知识产权法庭。

3. 控制变量。借鉴孔东民等(2017)、吴超鹏和唐菡(2016)、王海成和吕铁(2016)等文献,本文回归分析相关控制变量包括:企业规模($Size$)、总资产周转率($Turnover$)、固定资产比率($Fixrate$)、托宾Q($TobinsQ$)、资产负债率(Lev)、企业年龄(Age)、企业人数($Labor$)、营业收入增长率($Growth$)、行业集中度(HHI)、管理层持股比例($Mshare$)、上期研发投入(Lrd)、无形资产比率($Intangible$)、两职合一($Dual$)、机构持股比例($Ishare$)。

4. 中介变量。主要包括:企业所在城市的知识产权执法强度,以所在城市知识产权案件结案数为衡量指标(用 $IPRcase$ 表示,在计算时取对数);企业所在城市知识产权保护的立法强度,以企业所在城市知识产权地方法规数为衡量指标(用 $IPRlaw$ 表示,在计算时取对数)。中介变量数据均来自北大法宝网站。如前假说2提出时所述,设立知识产权法庭使得知识产权案件审理有了明确的责任主体和专业主体,审判专业化下审理专业技能水平提高的内因与上级部门常以结案率为法庭年度业绩考核指标的外因同时作用,城市设立知识产权法庭对相关案件的结案数会有较快提升。因设立正式的法律常常需要较长的时间,为提高效率,我国城市政府有关部门会根据实际需要,实时出台一些类似政府令、行业标准的地方规制作为正式法律设立前的重要补充,这些地方规制也是法庭判案的

重要依据。因此,本文采用企业所在城市知识产权地方法规数作为该城市知识产权立法强度的衡量指标,以避免仅采用正式法律数可能产生的时滞问题。

5. 事前特征控制变量。考虑到知识产权法庭设立城市的选择可能不是随机的,为保证政策冲击在计量分析中的外生性,需要强化事前特征的控制。借鉴 Gentzkow(2006)、陈勇兵等(2021)等文献的处理方法,选择可能影响是否设立知识产权法庭城市的事前决定因素,主要涉及地区层面的一些变量,包括规模以上工业产值、固定资产投资额、使用外资金额、城市专利申请量、城市人口和城市生产总值。将以上变量 2010 年的数据作为解释变量,将是否设立知识产权法庭($Treat$)作为被解释变量进行回归,结果如表 1 所示,对政策城市选择有影响的事前变量 Bef_{2010} 为城市人口和城市生产总值。为了检验知识产权法庭设立与企业绿色创新是否存在反向因果关系,在上述回归分析中加入企业绿色发明专利申请量($GpatentI$),结果如表 1 列(2)所示,企业绿色创新对知识产权法庭设立城市选择的影响为负,且不显著,这说明在控制了城市人口和城市生产总值以后,知识产权法庭设立城市的选择与企业绿色创新不存在反向因果问题。最后,将 Bef_{2010} (城市人口和城市生产总值)分别与虚拟变量 $Post$ 的交乘项作为事前特征控制变量,以应对知识产权法庭设立城市的选择偏误问题,强化城市设立知识产权法庭这一政策冲击在回归分析中的外生性。表 2 给出了各变量的具体界定。

表 1 知识产权法庭设立事前决定因素(被解释变量为是否设立知识产权法庭: $Treat$)

变量	(1)	(2)
	$Treat$	$Treat$
规模以上工业产值	-0.022 (0.049)	-0.023 (0.049)
固定资产投资额	-0.084 (0.060)	-0.085 (0.060)
使用外资金额	0.020 (0.020)	0.020 (0.020)
城市专利申请量	0.030 (0.022)	0.030 (0.022)
城市人口	0.104** (0.051)	0.103** (0.051)
城市生产总值	0.169* (0.099)	0.172* (0.099)
$GpatentI$		-0.024 (0.039)
调整的 R^2	0.303	0.301
观测值	208	208

注:地区层面数据均取自然对数,数据来源于《中国城市统计年鉴》。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,括号内是标准误,下同。

表 2 变量名称与界定

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业绿色创新	$Gpatent$	绿色专利申请数
		$GpatentI$	绿色发明专利申请数
		$GpatentUI$	绿色非发明专利申请数
核心解释变量	是否设立知识产权法庭	$Pcourt$	知识产权法庭设立事件
中介变量	知识产权执法强度	$IPRcase$	所在城市知识产权案件结案数
	知识产权立法强度	$IPRlaw$	所在城市知识产权地方法规数

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
事前特征变量	事前城市生产总值	CGP2010	2010 年 CGP 取对数 \times Post
	事前人口	Population2010	2010 年人口取对数 \times Post
其他控制变量	企业规模	Size	资产总额
	总资产周转率	Turnover	主营业务收入/资产总额
	固定资产比率	Fixrate	固定资产/资产总额
	托宾 Q	TobinsQ	股票市值除以资产总额
	资产负债率	Lev	负债总额/资产总额
	企业年龄	Age	公司成立年限
	企业人数	Labor	公司员工人数
	营业收入增长率	Growth	(本年营收-上年营收)/上年营收
	行业集中度	HHI	基于营业收入与三位行业代码计算的 Herfindahl-Hirschman 指数
	管理层持股比例	Mshare	管理层持股数/总股本
	上期研发投入	Lrd	上一期研发投入金额
	无形资产比率	Intangible	无形资产/资产总额
	两职合一	Dual	董事长和总经理是否为同一人
机构持股比例	Ishare	机构持股数/总股本	

(三)数据来源及描述性统计

本文主要采用 2010—2020 年间中国沪深股市上市公司的相关数据。上市公司专利数据来自中华人民共和国国家知识产权局(State Intellectual Property Office, SIPO),其经济特征数据来自国泰君安数据服务中心(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR)。借鉴已有研究的做法,按如下标准对初始样本进行筛选:(1)剔除金融、房地产行业样本;^①(2)剔除曾被 ST 或 PT 的样本;(3)剔除相关变量缺失的样本。经过上述标准筛选后,最终得到 11293 个年度—企业观测值的面板数据。为了消除极端值的影响,本文对模型所有连续变量分年度进行了 1%和 99%分位的缩尾(Winsorize)处理。

世界知识产权组织(World Intellectual Property Organization, WIPO)于 2010 年推出了一个“国际专利分类绿色清单”,该清单依据《联合国气候变化框架公约》对绿色专利进行了分类。本文依照上述分类标准,识别并核算了我国沪深上市公司的绿色专利数量,并且区分了绿色发明专利和绿色非发明专利,据此作为企业绿色技术创新的核心衡量指标。

知识产权法庭数据来源于最高人民法院知识产权法庭网站,本文选取了具有专利纠纷第一审案件管辖权的法庭并手动整理了其设立时间。考虑到 2014 年我国在北京、上海、广州设立了知识产权法院,并且我国直辖市与其他城市之间行政等级差别,二者之间存在一定的异质性,故排除了直辖市和广州市的样本。由于广州知识产权法院管辖广东省内除深圳以外的其他城市的知识产权案件,故剔除了广东省内除深圳市以外的其他城市样本。

主要变量描述性统计参见表 3。绿色专利申请数的平均值为 2.392,标准差达 12.210,说明企业之间的绿色专利申请量有较大的变化值。其中,绿色发明专利申请数的平均值为 1.424,非发明专利申请数的平均值为 0.968。总体来看,企业的绿色发明专利数要多于绿色非发明专利数。

^①考虑到采矿、油气、电力等行业也是需要加强生态环境保护的重要行业,本文下文报告的实证结果在样本选择上没有只考虑制造业样本。为求稳健,本文另外只采用制造业企业数据进行分析,得到相同的结论。因篇幅所限,本文未报告这一分析结果,有兴趣的读者可向作者索要。

表 3 变量的描述性统计

变量名	含义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Gpatent</i>	总绿色专利申请量	11293	2.392	12.210	0	526
<i>GpatentI</i>	绿色发明专利申请量	11293	1.424	8.509	0	389
<i>GpatentUI</i>	绿色非发明专利申请量	11293	0.968	4.568	0	141
<i>Size</i>	企业规模	11293	22.150	1.159	19.500	25.690
<i>Turnover</i>	总资产周转率	11293	0.611	0.369	0.054	2.758
<i>Fixrate</i>	固定资产比率	11293	0.221	0.143	0.002	0.760
<i>TobinsQ</i>	托宾 Q	11293	2.150	1.439	0.811	19.380
<i>Lev</i>	资产负债率	11293	0.412	0.198	0.039	0.963
<i>Age</i>	企业年龄	11293	2.875	0.318	1.386	3.526
<i>Labor</i>	企业人数	11293	7.781	1.115	4.190	10.820
<i>Growth</i>	营业收入增长率	11293	0.163	0.412	-0.682	5.422
<i>HHI</i>	行业集中度	11293	0.141	0.127	0.032	1
<i>Mshare</i>	管理层持股比例	11293	0.144	0.192	0	0.706
<i>Lrd</i>	上期研发投入	11293	0.819	0.304	0.040	3.806
<i>Intangible</i>	无形资产比率	11293	0.048	0.046	0	0.376
<i>Dual</i>	两职合一	11293	0.291	0.454	0	1
<i>Ishare</i>	机构持股比例	11293	41.900	24.510	0.100	99.230

四、基准回归结果与稳健性检验

(一) 基准回归结果

表 4 是基于模型(1)对本文理论假设 1 进行实证的回归结果。表 4 列(1)(2)(4)(5)中核心解释变量 *Pcourt* 的估计系数均显著为正,尤其对更能反映企业绿色技术创新水平的绿色发明专利的影响,其显著性更为稳健。从表 4 列(4)(5)可知,设立知识产权法庭促使企业绿色专利申请总量、绿色发明专利申请量提高了约 184.9%、177.3%。这表明设立知识产权法庭促进了企业绿色技术创新,从而验证了本文的假说 1。表 4 列(3)(6)中 *Pcourt* 估计系数为正但不显著,这可能是由于绿色非发明专利(如实用新型和外观设计)的技术复杂度低,研发投入少,法庭审判难度大,报经知识产权法庭审理的专利侵权纠纷较少。表 4 中加入控制变量后,调整后的拟合优度大于未加入控制变量的情况,且核心解释变量 *Pcourt* 估计系数有明显增大,说明控制变量的加入使得模型对总体的估计更加准确。表 4 的回归结果表明,加强知识产权保护对技术复杂度较高、研发投入较大的绿色技术创新有更明显的促进效应。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Gpatent</i>	<i>GpatentI</i>	<i>GpatentUI</i>	<i>Gpatent</i>	<i>GpatentI</i>	<i>GpatentUI</i>
<i>Pcourt</i>	0.076*** (0.029)	0.065*** (0.024)	0.035 (0.023)	1.849* (1.011)	1.773** (0.839)	0.409 (0.772)
<i>Size</i>				0.033 (0.030)	0.046* (0.025)	-0.005 (0.021)
<i>Turnover</i>				-0.014 (0.038)	0.008 (0.034)	-0.031 (0.028)
<i>Fixrate</i>				-0.087 (0.109)	-0.043 (0.084)	-0.014 (0.087)
<i>TobinsQ</i>				0.017** (0.007)	0.014*** (0.006)	0.009* (0.006)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Gpatent</i>	<i>GpatentI</i>	<i>GpatentUI</i>	<i>Gpatent</i>	<i>GpatentI</i>	<i>GpatentUI</i>
<i>Lev</i>				-0.102 (0.070)	-0.074 (0.056)	-0.041 (0.054)
<i>Age</i>				-0.280 (0.199)	-0.215 (0.160)	-0.094 (0.155)
<i>Labor</i>				0.097*** (0.024)	0.053** (0.021)	0.077*** (0.018)
<i>Growth</i>				-0.037** (0.017)	-0.031** (0.014)	-0.023* (0.013)
<i>HHI</i>				-0.115 (0.105)	-0.146* (0.083)	0.064 (0.084)
<i>Mshare</i>				-0.174* (0.092)	-0.234*** (0.076)	-0.052 (0.075)
<i>Lrd</i>				-0.008 (0.017)	-0.001 (0.013)	-0.008 (0.014)
<i>Intangible</i>				-0.899*** (0.326)	-0.682*** (0.252)	-0.653** (0.280)
<i>Dual</i>				0.000 (0.023)	0.008 (0.020)	-0.023 (0.018)
<i>Ishare</i>				-0.002* (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.000 (0.001)
<i>CGP2010</i>				-0.130 (0.082)	-0.137** (0.068)	-0.012 (0.063)
<i>Population2010</i>				0.075 (0.083)	0.105 (0.069)	-0.026 (0.066)
常数项	0.323*** (0.052)	0.164*** (0.042)	0.228*** (0.041)	-0.200 (0.710)	-0.496 (0.595)	0.053 (0.517)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
调整的 R ²	0.026	0.016	0.034	0.033	0.022	0.038
观测值	11293	11293	11293	11293	11293	11293

(二) 稳健性检验

1. 基于动态效应模型的平行趋势检验。对于渐进双重差分模型的平行趋势检验,本文借鉴 Beck et al(2010)和郭丰等(2021)等文献,采用动态效应模型考察城市设立知识产权法庭这一政策冲击对企业绿色专利的影响是否满足平行趋势假设。以政策执行当期为准,定义政策执行之前 n 年和之后 n 年的相对年份虚拟变量为 $Pcourt_{it}^n$,通过将相对年份虚拟变量纳入回归,察看政策执行前后各年份的企业绿色创新情况。构建的计量模型如下:

$$Gpatent_{it}(GpatentI_{it}, GpatentUI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Pcourt_{it}^{-10} + \beta_2 Pcourt_{it}^{-9} + \dots + \beta_6 Pcourt_{it}^3 + \rho X_{it} + \delta_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$Pcourt_{it}$ 的上标用 n 表示,下标用 it 表示。 $n < 0$,表示企业 i 所在城市设立知识产权法庭的前 n 年; $n = 0$,表示企业 i 所在城市当年设立了知识产权法庭; $n > 0$,表示企业 i 所在城市设立知识产权法庭的后 n 年。借鉴 Jacobson et al(1993)的做法,本文以知识产权法庭设立前一年为基期,因此下面的平行趋势检验回归结果中没有-1期的数据。表 5 是绿色专利总申请量、绿色发明专利申请量和

绿色非发明专利申请量的平行趋势检验结果。由表5可知, $P_{court_{it}}$ 变量的估计系数在知识产权法庭设立前不显著。这说明在知识产权法庭设立之前, 处理组和对照组之间绿色创新水平的变化趋势不存在显著差异。在知识产权法庭设立以后, 对于更能反映企业绿色创新水平的绿色发明专利, $P_{court_{it}}$ 变量的估计系数在政策当期、+1期、+2期、+3期存在正显著性。对于绿色专利总申请量, $P_{court_{it}}$ 变量的估计系数在知识产权法庭设立后为正, 虽不够显著但系数较设立前明显增大。实验组和对照组满足平行趋势。这意味着在本文选择的事前特征变量和其他控制变量得以控制后, 实验组和控制组有很好的可比性, 也意味着设立知识产权法庭这一政策变量对实验组企业绿色技术创新具有显著促进效应。

表5 基于动态效应模型的平行趋势检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$
P_{court}^{-10}	-0.497 (0.392)	-0.605 (0.474)	-0.278 (0.266)
P_{court}^{-9}	-0.032 (0.197)	0.116 (0.150)	-0.488 (0.449)
P_{court}^{-8}	-0.161 (0.115)	-0.146 (0.090)	-0.123 (0.101)
P_{court}^{-7}	0.070 (0.087)	0.045 (0.072)	0.048 (0.072)
P_{court}^{-6}	-0.023 (0.068)	-0.048 (0.061)	-0.021 (0.047)
P_{court}^{-5}	-0.013 (0.053)	-0.016 (0.042)	-0.005 (0.041)
P_{court}^{-4}	0.013 (0.045)	0.014 (0.036)	-0.003 (0.036)
P_{court}^{-3}	0.017 (0.037)	0.023 (0.030)	-0.008 (0.029)
P_{court}^{-2}	0.036 (0.031)	0.037 (0.025)	-0.014 (0.025)
P_{court}^0	1.597 (1.026)	1.669** (0.847)	-0.003 (0.812)
P_{court}^1	1.622 (1.030)	1.683** (0.849)	0.020 (0.816)
P_{court}^2	1.600 (1.033)	1.685** (0.853)	-0.023 (0.820)
P_{court}^3	1.560 (1.033)	1.659* (0.852)	-0.064 (0.823)
事前控制	是	是	是
控制变量	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
常数项	-0.234 (0.715)	-0.511 (0.600)	0.024 (0.519)
调整的 R ²	0.034	0.023	0.039
观测值	11293	11293	11293

2. 基于安慰剂检验的平行趋势检验。借鉴范子英和田彬彬(2013)的处理方法, 假设城市设立知识产权法庭这一政策冲击时间提前1-2年, 对虚假的政策冲击效应仍按照模型(1)进行估计, 回归

结果见表 6。这一安慰剂检验显示,核心解释变量 P_{court} 的回归系数均不显著。这进一步表明对照组和实验组在政策冲击前存在平行趋势,基准回归中 P_{court} 对企业绿色专利的显著影响是来自真实的政策冲击,证明强化知识产权保护具有绿色技术创新效应。

表 6 基于安慰剂检验的平行趋势检验结果

变量	将政策时间提前 1 年			将政策时间提前 2 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	G_{patent}	$G_{patnetI}$	$G_{patentUI}$	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$
P_{court}	-0.024 (0.031)	-0.020 (0.025)	0.007 (0.025)	0.006 (0.032)	0.010 (0.026)	-0.003 (0.026)
事前控制	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.165 (0.711)	-0.461 (0.598)	0.068 (0.515)	-0.147 (0.713)	-0.441 (0.599)	0.061 (0.516)
调整的 R^2	0.035	0.024	0.040	0.035	0.024	0.040
观测值	11293	11293	11293	11293	11293	11293

3. PSM-DID 估计。尽管双重差分法识别了知识产权法庭设立的平均处理效应,但知识产权法庭设立作为准实验,处理组的选择仍可能存在选择性偏误。为进一步控制是否设立知识产权法庭的城市中企业的其他差异对企业绿色创新的影响,本文采用倾向得分匹配方法(PSM)对对照组进行重新构建。借鉴 Abadie et al(2004)的分析方法,在现有对照组中寻找与实验组具有相似特征的企业,匹配的实验组为 2010—2020 年间知识产权法庭在该城市设立前后的所有上市企业,对照组为在该期间一直未设立过知识产权法庭的城市的上市企业。使用企业层面的控制变量作为匹配变量。匹配方式采用 1:1 比例的最近邻匹配,使用 logit 模型测算协变量倾向得分。匹配后的样本按照模型(1)进行估计,结果见表 7。结果显示核心解释变量 P_{court} 的系数仍然为正,表 7 的核心结果列(5)与基准回归表 4 列(5)的估计结果没有实质性差异,说明知识产权法庭设立对绿色创新的促进作用是稳健的。

表 7 PSM-DID 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$
P_{court}	0.075** (0.029)	0.065*** (0.024)	0.032 (0.023)	1.653 (1.027)	1.683** (0.853)	0.259 (0.781)
事前控制	是	是	是	是	是	是
其他控制变量	否	否	否	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.321*** (0.053)	0.162*** (0.043)	0.228*** (0.042)	-0.082 (0.725)	-0.368 (0.611)	0.091 (0.527)
调整的 R^2	0.026	0.015	0.033	0.032	0.021	0.036
观测值	10939	10939	10939	10939	10939	10939

进一步对 PSM 的平衡性进行检验,结果见表 8 和图 1。由表 8 和图 1 可以看出,匹配后所有的匹配变量标准化均值偏差均不大于 5%,且大多数匹配后的均值偏差明显小于匹配前的标准化偏差,从结果上看匹配结果满足标准化偏差应小于 10%的要求。这说明匹配后的实验组和对照组不存在系统性偏差,满足 PSM 的平衡性检验要求。

表8 PSM平衡性检验

变量	样本	均值		偏差		t 检验	
		实验组	对照组	%	%reduced	t 值	p> t
Size	匹配前	22.200	22.090	9.7	93.40	5.150	0
	匹配后	22.190	22.200	-0.6		-0.330	0.740
Turnover	匹配前	0.622	0.596	7.1	81.50	3.760	0
	匹配后	0.618	0.614	1.3		0.690	0.493
Fixrate	匹配前	0.253	0.188	47.1	99.60	24.980	0
	匹配后	0.245	0.244	0.2		0.100	0.917
TobinsQ	匹配前	2.067	2.208	-10.4	73.20	-5.530	0
	匹配后	2.071	2.109	-2.8		-1.560	0.120
Lev	匹配前	0.412	0.412	0	-1475	-0.020	0.982
	匹配后	0.411	0.413	-0.7		-0.350	0.723
Age	匹配前	2.890	2.860	9.7	81.80	5.140	0
	匹配后	2.887	2.893	-1.8		-0.940	0.348
Labor	匹配前	7.854	7.712	12.8	92.70	6.780	0
	匹配后	7.843	7.854	-0.9		-0.490	0.623
Growth	匹配前	0.143	0.170	-7.6	39.80	-4.060	0
	匹配后	0.145	0.162	-4.6		-2.480	0.013
HHI	匹配前	0.140	0.141	-0.2	-2161	-0.120	0.907
	匹配后	0.140	0.147	-5.0		-2.530	0.011
Mshare	匹配前	0.123	0.165	-21.8	90.9	-11.620	0
	匹配后	0.126	0.122	2		1.120	0.264
Lrd	匹配前	0.819	0.819	-0.1	-419.1	-0.040	0.969
	匹配后	0.819	0.820	-0.4		-0.200	0.843
Intangible	匹配前	0.051	0.044	16.7	90.1	8.880	0
	匹配后	0.051	0.051	-1.6		-0.830	0.406
Dual	匹配前	0.255	0.327	-15.9	96.3	-8.460	0
	匹配后	0.259	0.261	-0.6		-0.320	0.746
Ishare	匹配前	42.740	40.990	7.1	87.5	3.800	0
	匹配后	42.660	42.880	-0.9		-0.470	0.636

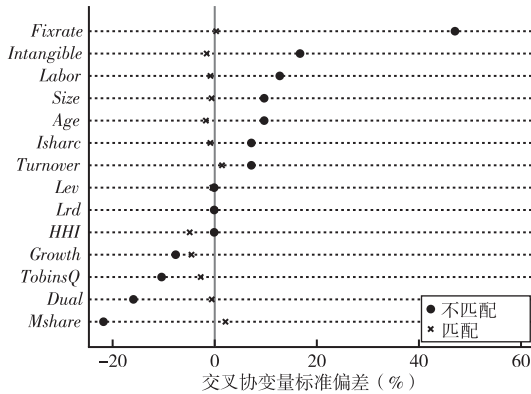


图1 PSM平衡性检验

4. 进一步安慰剂检验。上文平行趋势检验已经初步证明,在加入控制变量条件下,本文基准回归模型中的政策冲击是外生的。但是,考虑到本文基准估计结果可能受城市间可能存在的关联性溢出效应(如跨地区案件受理)、同期其他政策、专利溢出效应以及其他不可观测因素的影响,本文进一步采取自助法安慰剂检验(bootstrapping placebo test)。具体操作是:在全国城市名单中随机抽取

21个城市,假设这些城市设立了知识产权法庭,并以这些城市的上市公司构成伪实验组。然后分别以上市公司绿色总专利、绿色发明专利和绿色非发明专利作为被解释变量进行安慰剂检验,重复操作500次,观察 P_{court} 项系数的概率密度分布,发现核心解释变量 P_{court} 的回归系数均值分别为 -0.0024 、 -0.0005 、 -0.0025 ,标准差分别为 0.0807 、 0.0660 、 0.0619 。由图2可以看出,安慰剂检验中核心解释变量 P_{court} 的回归系数均接近于0,真实回归系数远远大于安慰剂检验的回归系数。这进一步证明基准估计结果未受到不可观测因素以及同期其他政策影响,基准模型中 P_{court} 与误差项不相关,政策冲击变量在计量分析中是外生的。

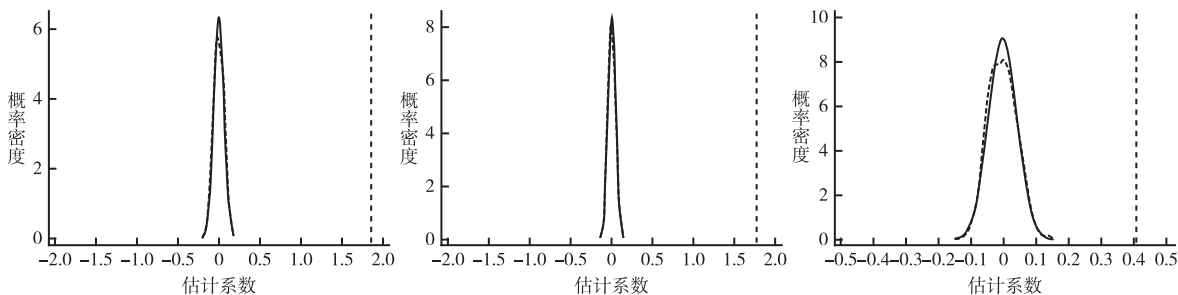


图2 安慰剂检验

注:被解释变量从左至右依次为分别为绿色总专利、绿色发明专利、绿色非发明专利申请量。

5. Goodman-Bacon 分解。现有文献讨论了多时点双重差分估计在双向固定效应(TWFE)下存在偏误的问题(Baker et al, 2022)。由于 TWFE 回归的处理效应在不同实验组间或不同处理时间下通常存在异质性,可能会导致“坏实验组”甚至负权重问题,因此,本文借鉴 Goodman-Bacon(2021)的 DID 估计量分解法,考察双向固定效应下多时点双重差分估计的偏误程度。根据分解结果可以发现,不合适的处理效应 Later Treatment vs. Early Control 的估计值为 0.083 ,权重为 2.8% ,不合适的处理效应的权重较小,可以认为本文核心结论是稳健的。Goodman-Bacon 分解结果见表9。

表9 Goodman-Bacon 分解结果

DID 比较	权重	平均 DID 估计系数
Earlier T vs. Later C	0.048	0.054
Later T vs. Earlier C	0.028	0.083
T vs. Never treated	0.801	0.063
T vs. Already treated	0.123	0.023

注:T=Treatment;C=Control。

五、机制检验

司法和立法是法治社会建设的两大支柱。城市设立知识产权法庭通过提高知识产权执法强度,有利于保护企业对其绿色技术创新成果的产权收益,促进企业绿色技术创新。知识产权案件结案率是知识产权执法强度的重要指标,从执法强度上讲,该指标优于知识产权案件数,后者难以反映司法效率。因此,本文采用知识产权案件结案数作为知识产权法庭影响企业绿色创新行为的机制变量之一。相对于普通商品的产品,知识产权的界定具有复杂性。如前所述,城市设立专门的知识产权法庭将提高城市有关知识产权相关法律法规的立法需求,进而促进知识产权相关法律法规的立法供给。完善的知识产权立法将使得企业绿色技术创新的知识产权得以更加明晰的界定和保护,这必然会进一步促进企业进行绿色技术创新。因此,本文将城市知识产权地方法规数量也作为知识产权法庭影响企业绿色技术创新的机制变量。

(一) 机制检验模型与方法

为验证前文提出的理论假说2,本文采用如下中介效应模型考察城市设立知识产权法庭这一外

生事件对企业绿色技术创新的影响机制：

$$Gpatent_{it}(GpatentI_{it}, GpatentUI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Pcourt_{it} + \rho X_{it} + \delta_i + \alpha_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \beta_2 + \beta_3 Pcourt_{it} + \rho X_{it} + \delta_i + \alpha_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$Gpatent_{it}(GpatentI_{it}, GpatentUI_{it}) = \beta_4 + \beta_5 Pcourt_{it} + \beta_6 M_{it} + \rho X_{it} + \delta_i + \alpha_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中, M_{it} 表示中介变量。本文先分别单独以样本企业所在城市知识产权执法强度 ($IPRcase$) 或立法强度 ($IPRlaw$) 作为中介变量, 然后再把两者同时作为中介变量, 考察其中介效应机制。本文对北大法宝数据库中的知识产权案件结案数和地方法规数按照城市和年份进行统计并取对数, 作为城市知识产权执法强度 ($IPRcase$) 和立法强度 ($IPRlaw$) 的代理变量。其余变量含义与模型(1)一致, 实际上模型(3)与模型(1)是相同的, 这里给出模型(3)是为了方便表达。

(二) 知识产权执法和立法强度的中介效应机制检验

1. 知识产权执法强度的中介效应机制检验。表 10 给出了城市知识产权执法强度作为中介效应机制的检验结果。为方便比较, 表 10 列(1)(4)(6)给出了采用模型(3)的估计结果, 列(2)是采用模型(4)的估计结果, 列(3)(5)(7)是采用模型(5)的估计结果。列(2)中 $Pcourt$ 系数显著为正, 表明城市设立知识产权法庭提高了知识产权案件结案数, 进而提高了城市知识产权执法强度。列(3)(5)中知识产权执法强度 ($IPRcase$) 系数显著为正, $Pcourt$ 系数同没有加入 $IPRcase$ 的回归结果相比均有所下降, 这表明城市设立知识产权法庭通过提高该城市知识产权保护的执法强度, 有助于保护企业绿色技术创新形成的知识产权, 使其免受其他企业窃取, 促进了企业绿色技术创新。简言之, 城市设立知识产权法庭通过提高城市知识产权执法强度这一机制促进了企业绿色创新。

表 10 以城市执法强度作为中介变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$Gpatent$	$IPRcase$	$Gpatent$	$GpatentI$	$GpatentI$	$GpatentUI$	$GpatentUI$
$Pcourt$	1.851* (1.012)	12.174*** (2.879)	1.722* (1.010)	1.773** (0.839)	1.645** (0.836)	0.413 (0.773)	0.388 (0.769)
$IPRcase$			0.011*** (0.004)		0.011*** (0.003)		0.002*** (0.003)
常数项	-0.187 (0.708)	0.909 (1.540)	-0.196 (0.708)	-0.504 (0.595)	-0.513 (0.595)	0.061 (0.515)	0.059 (0.515)
调整的 R^2	0.033	0.150	0.034	0.022	0.024	0.037	0.037
观测值	11293	11293	11293	11293	11293	11293	11293

注: 估计过程中均纳入事前控制变量、其他控制变量、时间和个体固定效应。下同。

2. 知识产权立法强度的中介效应机制检验。表 11 给出了对城市知识产权立法强度中介效应机制的检验结果。为方便比较, 表 11 列(1)(4)(6)给出了采用模型(3)的估计结果, 列(2)是采用模型(4)的估计结果, 列(3)(5)(7)是采用模型(5)的估计结果。列(2)中 $Pcourt$ 系数显著为正, 表明城市设立知识产权法庭发挥了知识产权法规的需求主体作用, 提高了城市知识产权保护的立法强度。列(5)中知识产权立法强度 ($IPRlaw$) 系数显著为正, $Pcourt$ 系数同没有加入 $IPRlaw$ 的回归结果相比均有所下降, 且显著性降低。这表明城市设立知识产权法庭通过提高该城市知识产权保护的立法强度, 有助于明确与保护企业绿色技术创新形成的知识产权, 从而促进企业绿色技术创新。简言之, 城市设立知识产权法庭通过提高城市知识产权立法强度这一机制促进了企业绿色创新。

表 11 以立法强度作为中介变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$Gpatent$	$IPRlaw$	$Gpatent$	$GpatentI$	$GpatentI$	$GpatentUI$	$GpatentUI$
$Pcourt$	1.851* (1.012)	5.239** (2.326)	1.416 (0.965)	1.773** (0.839)	1.330* (0.768)	0.413 (0.773)	0.274 (0.769)

续表 11

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Gpatent</i>	<i>IPRlaw</i>	<i>Gpatent</i>	<i>GpatentI</i>	<i>GpatentI</i>	<i>GpatentUI</i>	<i>GpatentUI</i>
<i>IPRlaw</i>			0.083*** (0.006)		0.084*** (0.006)		0.027*** (0.005)
常数项	-0.187 (0.708)	0.484 (1.177)	-0.227 (0.692)	-0.504 (0.595)	-0.545 (0.575)	0.061 (0.515)	0.048 (0.513)
调整的 R ²	0.033	0.083	0.063	0.022	0.069	0.037	0.042
观测值	11293	11293	11293	11293	11293	11293	11293

3. 对知识产权执法强度和立法强度中介效应机制的联合检验。既然城市设立知识产权法庭可以通过提高城市知识产权执法强度和立法强度两条机制强化知识产权保护,促进企业绿色技术创新,那么自然可以进一步思考,这两条机制是否具有完全中介效应呢?因此,在分别对知识产权执法强度和立法强度进行单独检验的基础上,有必要把知识产权执法强度和立法强度同时置于模型中对其中介效应进行联合检验。表 12 给出了联合检验的结果。

在表 12 列(1)(2)中,*Pcourt* 的系数虽仍然为正,但已经变得不再显著,而 *IPRcase*、*IPRlaw* 的系数均显著为正,这表明 *IPRcase*、*IPRlaw* 联合起来对 *Pcourt* 具有完全中介效应,城市设立知识产权法庭主要是通过提高城市知识产权执法强度和立法强度促进企业绿色技术创新。这就验证了前文提出的理论假说 2。知识产权法庭影响企业绿色技术创新的上述机制进一步证明,知识产权保护具有绿色技术创新效应。同时也意味着,能够有效提高知识产权执法强度或者立法强度的其他举措也对企业绿色技术创新能产生促进效应。

表 12 知识产权执法和立法强度中介效应的联合检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Gpatent</i>	<i>GpatentI</i>	<i>GpatentUI</i>
<i>Pcourt</i>	1.344 (0.964)	1.261 (0.768)	0.265 (0.765)
<i>IPRcase</i>	0.006* (0.004)	0.006** (0.003)	0.001 (0.003)
<i>IPRlaw</i>	0.082*** (0.006)	0.084*** (0.006)	0.027*** (0.005)
常数项	-0.232 (0.693)	-0.550 (0.575)	0.047 (0.513)
调整的 R ²	0.064	0.069	0.042
观测值	11293	11293	11293

六、异质性分析

采用全样本进行回归分析可能掩盖一些分样本的重要的异质性特征,本文进一步根据企业所在地区的特征、规模等进行异质性分析。

(一)基于社会公众生态环保意识和环境关注度的异质性分析

为了验证上文提出的理论假说 3,借鉴吴力波(2022)、郑思齐等(2013)等文献,本文以雾霾、环境污染、环境保护和排污为关键词,采用 Python 软件爬取百度指数网站中各城市这些关键词的年度平均搜索指数,以此衡量各城市社会公众的生态环保意识和环境关注度。^①为验证知识产权保护绿色

^①百度指数根据用户使用端口分为总搜索指数、PC 端搜索指数和移动端搜索指数,总搜索指数为 PC 端和移动端搜索指数的总和。百度指数通过用户对关键词的搜索次数进行加权汇总得出相应的搜索指数,同时对不同城市地区进行了分类统计。

技术创新效应对公众生态环保意识的依赖性,本文以生态环保百度关注度指数的中位数将城市划分为高环境关注度城市和低环境关注度城市,再分别以两组城市的上市公司为样本进行分样本回归,结果见表 13。

由表 13 可知,对于低环境关注度城市企业样本组, P_{court} 系数的显著性均很低。对于高环境关注度城市企业样本组,在对绿色总专利和绿色发明专利的回归中, P_{court} 系数显著为正,不仅显著性较之前总样本回归中均有提高,而且系数值也大幅提高。这些实证结果证明,在低环境关注度城市设立知识产权法庭,对企业绿色技术创新并没有促进效应,只有在高环境关注度城市设立知识产权法庭,对企业绿色技术创新才有显著的促进效应。这一异质性结果表明社会公众的生态环保意识和生态环境关注度是知识产权保护是否具有绿色技术创新效应的重要前提条件。如果包括企业管理者和知识产权执法者在内的社会大众环保意识薄弱,对破坏生态环境的行为漠不关心,那么强化知识产权保护很难促进企业进行绿色技术创新。这就验证了前文提出的理论假说 3。

表 13 公众环境关注度对知识产权保护与企业绿色技术创新关系的影响

变量	高环境关注度城市企业样本			低环境关注度城市企业样本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$
P_{court}	3.988** (1.785)	3.094** (1.559)	1.684 (1.460)	0.657 (3.132)	0.671 (2.450)	0.889 (2.138)
常数项	-0.352 (1.036)	-0.566 (0.882)	0.259 (0.786)	0.143 (1.025)	-0.152 (0.850)	-0.137 (0.690)
调整的 R^2	0.042	0.029	0.045	0.025	0.013	0.032
观测值	5794	5794	5794	5499	5499	5499

(二) 基于企业所在地区的异质性分析

传统农耕文化下缺乏知识产权概念,知识产权是市场经济发展到一定程度的产物。因此在我国农村,一家农户发明的种养殖技术,会通过亲缘、地缘关系快速在周边农户中传播开来。相对于西部地区,我国东部和中部地区市场经济相对比较发达,商业文化比较浓厚,因此,东部和中部地区企业尊重其他企业知识产权的意识也可能比较强。西部地区市场经济相对不发达,在这种条件下,设立知识产权法庭对该地区企业绿色技术创新的促进效应可能不明显。

因此,本文按企业所在地区将样本划分为东、中部地区企业和西部地区企业两个分样本,基于模型(1)分别对两组分样本进行估计,回归结果见表 14。表中列(1)—(3)、列(4)—(6)分别是对东、中部企业样本组和西部企业样本组的估计结果。由表 14 可知,对于东、中部企业样本组,城市设立知识产权法庭 P_{court} 系数较基准回归显著性提高,数值变大,对西部企业样本组, P_{court} 系数为负,但不显著。这表明设立知识产权法庭对东、中部企业具有更强的促进效应。

表 14 基于企业所在地区的异质性回归结果

变量	东、中部地区企业样本组			西部地区企业样本组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$
P_{court}	2.643** (1.205)	2.553** (1.060)	0.634 (0.900)	-5.846 (5.739)	-3.355 (4.032)	-3.059 (4.555)
常数项	-0.725 (0.740)	-0.950 (0.613)	-0.134 (0.552)	3.992** (1.767)	2.964** (1.393)	1.993 (1.658)
调整的 R^2	0.036	0.025	0.038	0.049	0.038	0.043
观察值	9656	9656	9656	1626	1626	1626

(三) 基于企业规模的异质性分析

大型企业资金和人力资源雄厚,更有能力进行技术创新(Schumpeter, 1942)。在知识产权保护

得以强化的外部条件下,大企业可以更好地发挥其资金和人才优势,更多地配置技术创新资源,取得更多绿色技术创新成果。但是,小规模企业受资金和人才资源的自身条件约束,即使知识产权保护的外部条件得以改善,其绿色技术创新的成果可能也十分有限。

因此,本文按企业营业收入的中位数将样本企业划分为规模较大企业和规模较小企业两个分样本组,基于模型(1)分别对两组分样本进行估计,回归结果见表15。表中列(1)—(3)、列(4)—(6)分别是对规模较大企业样本组和规模较小企业样本组的估计结果。由表15可知,对于规模较大企业样本组,城市设立知识产权法庭 P_{court} 的回归系数数值增大,显著性基本不变;对规模较小企业样本组,城市设立知识产权法庭 P_{court} 的回归系数符号仍然为正,但是数值变小,并且在统计上不具有显著性。这表明设立知识产权法庭对规模较大企业具有更强的绿色技术创新促进效应。

表15 企业规模异质性回归结果

变量	规模较大企业样本组			规模较小企业样本组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$	G_{patent}	$G_{patentI}$	$G_{patentUI}$
P_{court}	2.354 (1.785)	3.036** (1.545)	0.280 (1.381)	1.105 (1.176)	0.470 (0.788)	0.364 (0.967)
常数项	1.012 (1.408)	0.269 (1.229)	0.736 (1.107)	-0.958 (0.890)	-1.368** (0.634)	0.262 (0.690)
调整的 R^2	0.046	0.030	0.052	0.017	0.009	0.025
观察值	6043	6043	6043	5250	5250	5250

七、结论与建议

企业绿色技术创新关系到我国是否能够实现绿色高质量发展。本文利用部分城市设立知识产权法庭这一事件,研究了加强知识产权保护对企业绿色技术创新的影响。主要结论如下:(1)加强知识产权保护对企业绿色技术创新具有重要的促进效应,且这种效应主要体现在规模较大企业、东、中部企业和高公众环保关注度企业。(2)城市设立知识产权法庭主要是通过提高城市知识产权执法强度和立法强度这两条机制促进企业绿色技术创新。这不仅进一步证明知识产权保护具有绿色技术创新效应,而且也意味着能够有效提高知识产权执法强度或立法强度的其他举措同样能促进企业绿色技术创新。(3)由于生态环境的公共品性质,知识产权保护的绿色技术创新效应以社会公众较高的生态环保意识和生态环境关注度为重要前提条件。如果社会公众缺乏生态环保意识,那么加强知识产权保护可能难以产生显著的绿色技术创新效应。

基于上述研究结论,针对如何有效加强知识产权保护、促进绿色技术创新,本文提出如下政策建议。第一,应适时在更大范围内推动知识产权法庭建设,助力企业绿色创新发展。通过扩大知识产权法庭的覆盖面,可以有效提高地方知识产权立法强度和执法强度,有助于强化知识产权保护法治建设,进而推进绿色技术创新和绿色高质量发展。第二,切实提高知识产权保护的执法强度和立法强度。通过加强知识产权相关执法和立法人员的主体责任和岗位职责,健全业绩考核和激励机制,有助于提高知识产权保护的执法强度和立法强度,促进绿色技术创新。第三,加强知识产权司法保护的相关人员专业技能培训,以专职和兼职的形式,充实多个专业技术领域的技术调查官数量,形成高素质、专业化的司法队伍,提高知识产权司法效率和执法强度,提高全社会知识产权保护意识和知识产权保护氛围。第四,大力提高社会公众的生态环境意识和对生态环境的关注度。一方面,要加强生态环境保护的教育宣传力度,采用多种形式、多种渠道宣传保护环境的重要意义。另一方面,要构建社会公众参与生态环境建设的多元渠道和路径,为社会公众参与生态环境建设打开方便之门,如健全各企业产品生态环境性能的查询服务,建立生态环境问题的举报监督机制,对保护生态环境的模范人物予以表彰等。

参考文献:

- 陈勇兵 刘佳祺 徐丽鹤,2021:《房价与出口:不可贸易部门对可贸易部门的挤出效应》,《经济研究》第3期。
- 代昀昊 童心楚 王砾 邢斐,2023:《法治强化能够促进企业绿色创新吗》,《金融研究》第2期。
- 范子英 田彬彬,2013:《税收竞争、税收执法与企业避税》,《经济研究》第9期。
- 范子英 赵仁杰,2019:《法治强化能够促进污染治理吗?——来自环保法庭设立的证据》,《经济研究》第3期。
- 郭丰 杨上广 柴泽阳,2021:《创新型城市建设实现了企业创新的“增量提质”吗?——来自中国工业企业的微观证据》,《产业经济研究》第3期。
- 孔东民 徐茗丽 孔高文,2017:《企业内部薪酬差距与创新》,《经济研究》第10期。
- 李秋悦,2020:《知识产权地方立法若干问题研究》,《上海人大月刊》第10期。
- 黎文靖 郑曼妮,2016:《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》第4期。
- 李欣 顾振华 徐雨婧,2022:《公众环境诉求对企业污染排放的影响——来自百度环境搜索的微观证据》,《财经研究》第1期。
- 龙小宁 易巍 林志帆,2018:《知识产权保护的价值有多大?——来自中国上市公司专利数据的经验证据》,《金融研究》第8期。
- 孟焕良,2022:《打造知识产权争端解决优选地——杭州知识产权法庭工作纪实》,《人民司法》第30期。
- 彭衡 李扬,2019:《知识产权保护与中国绿色全要素生产率》,《经济体制改革》第3期。
- 任英华 刘宇钊 胡宗义 李海彤,2023:《大数据发展、知识产权保护对企业绿色技术创新的影响》,《中国人口·资源与环境》第7期。
- 宋德勇 朱文博 丁海,2022:《企业数字化能否促进绿色技术创新——基于重污染行业上市公司的考察》,《财经研究》第4期。
- 陶锋 赵锦瑜 周浩,2021:《环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据》,《中国工业经济》第2期。
- 王班班 齐绍洲,2016:《市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证》,《中国工业经济》第6期。
- 王海成 吕铁,2016:《知识产权司法保护与企业创新——基于广东省知识产权案件“三审合一”的准自然试验》,《管理世界》第10期。
- 王馨 王营,2021:《绿色信贷政策增进绿色创新研究》,《管理世界》第6期。
- 王营 朱文艺,2022:《通向创新型国家的司法保护之路:来自知识产权法庭设立的证据》,《现代财经(天津财经大学学报)》第5期。
- 吴超鹏 唐菡,2016:《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》,《经济研究》第11期。
- 吴力波,2022:《公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- 肖振红 李炎,2022:《知识产权保护、R&D投入与区域绿色创新绩效》,《系统管理学报》第2期。
- 希尔 琼斯,2005:《战略管理》,中国市场出版社。
- 杨上广 郭丰,2022:《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》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第4期。
- 姚志坚 刘方辉,2019:《聘用制专业技术调查官制度的构建与完善》,《法律适用》第13期。
- 张峻 刘小勇 王昕芊,2023:《国家知识产权试点政策是否促进了城市创新合作》,《经济学动态》第5期。
- 张维迎,2022:《法律制度的信誉基础》,《经济研究》第1期。
- 郑思齐 万广华 孙伟增 罗党论,2013:《公众诉求与城市环境治理》,《管理世界》第6期。
- 周强,2021:《最高人民法院关于人民法院知识产权审判工作情况的报告》,《人民法院报》10月24日。
- 周焯 程立茹 王皓,2012:《技术创新水平越高企业财务绩效越好吗?——基于16年中国制药上市公司专利申请数据的实证研究》,《金融研究》第8期。
- Abadie, A. et al(2004), “Implementing matching estimators for average treatment effects in stata”, *Stata Journal* 4 (3):290—311.
- Allred, B. B. & W. G. Park(2007), “The influence of patent protection on firm innovation investment in manufacturing industries”, *Journal of International Management* 13(2):91—109.
- Acemoglu, D. & S. Johnson(2005), “Unbundling institutions”, *Journal of Political Economy* 113(5):949—995.
- Baker, A. C. et al (2022), “How much should we trust staggered difference-in-differences estimates”, *Journal of Financial Economics* 144(2):370—395.

- Beck, T. et al(2010), “Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States”, *Journal of Finance* 65(5):1637—1667.
- Branstetter, L. G. et al(2006), “Do stronger intellectual property rights increase international technology transfer? Empirical evidence from U. S. firm-level panel data”, *Quarterly Journal of Economics* 121(1):321—349.
- Cho, K. et al(2015), “Differential effects of intellectual property rights on innovation and economic performance: A cross-industry investigation”, *Science and Public Policy* 42(6):827—840.
- Flammer, C. (2006), “Corporate green bonds”, *Journal of Financial Economics* 142(2):499—516.
- Gentzkow, M. (2006), “Television and voter turnout”, *Quarterly Journal of Economics* 121(3):931—972.
- Goodman-Bacon, A. (2021), “Difference-in-differences with variation in treatment timing”, *Journal of Econometrics* 225(2):254—277.
- Jacobson, L. S. et al(1993), “Earnings losses of displaced workers”, *American Economic Review* 83(4):685—709.
- Jaffe, A. B. (1986), “Technological opportunity and spillovers of R&D: Evidence from firms’ patents, profits, and market value”, *American Economic Review* 76(5):984—1001.
- Kafourous, M. et al(2015), “Academic collaborations and firm innovation performance in China: The role of region-specific institutions”, *Research Policy* 44(3):803—817.
- Kesidou, E. & L. Wu (2020), “Stringency of environmental regulation and eco-innovation: Evidence from the eleventh Five-Year Plan and green patents”, *Economics Letters* 190, 109090.
- Mansfield, E. (1981), “How economists see R&D”, *Harvard Business Review* 59(6):98—106.
- Schumpeter, J. A. (1942), “Capitalism, socialism, and democracy”, *American Economic Review* 3(4):594—602.
- Wang, H. & W. Di(2002), “The determinants of government environmental performance—An empirical analysis of Chinese townships”, World Bank Policy Research Working Paper Series, No. 2937.

The Effect of Intellectual Property Protection on Green Technology Innovation

FAN Hongzhong DONG Jiangchen

(Huazhong University of Science and Technology, Wuhan, China)

Abstract: Green technology innovation is becoming an important emerging field of global scientific and technological competition. Exploiting the exogeneity of the establishment of intellectual property courts in some cities of China, this paper empirically studies the impact of intellectual property protection on firms’ green technology innovation. The findings are as follows. Firstly, intellectual property protection has an important green technology innovation effect. Secondly, the establishment of intellectual property courts of cities has strengthened the protection of intellectual property rights and promoted the green technology innovation of enterprises mainly through two mechanisms improving the intensity of intellectual property law enforcement and the intensity of legislation. Thirdly, the effect of setting up an intellectual property court on green technology innovation is related to regional and firm characteristics. The effect of intellectual property protection on green technology innovation is mainly reflected in enterprises in regions with high public environmental attention, large scale enterprises, and enterprises in eastern and central regions. The research conclusions of this paper have important reference value for how to effectively strengthen the protection of intellectual property rights and promote the green technology innovation of enterprises.

Keywords: Intellectual Property Court; Intellectual Property Protection; Green Technology Innovation

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:张彩云)