

# 国家知识产权试点政策是否促进了城市创新合作<sup>\*</sup>

张峻 刘小勇 王昕芊

**摘要:**区域创新政策试点是我国区域落实创新驱动发展战略和实现高水平科技自立自强的重要方式,国家知识产权试点城市是激发城市创新创造活力的典型空间例证。本文基于2003—2018年的地级及以上城市数据,构建了多时点双重差分模型实证检验了国家知识产权试点城市对城市创新合作影响的政策效果。研究表明:(1)国家知识产权试点城市显著促进了城市的创新合作水平。(2)国家知识产权试点城市政策的创新合作水平提升作用具有地区异质性、城市等级异质性和创新能力异质性,知识产权试点城市政策对东中西部地区的城市创新合作水平均有提升效应,东部地区受到的提升效果比中部地区和西部地区更加明显;知识产权试点城市政策提升了高等级城市和其他地级市的创新合作水平,但影响效应在不同样本中有所差异;知识产权试点城市政策促进了实施创新型城市政策城市的创新合作水平,但对于未实施政策城市而言促进效应则不显著。(3)知识产权试点城市政策可以通过强化政府引领、增强经济活跃程度、提升人才集聚效应和吸收知识扩散效应四个作用机制提升试点城市的创新合作水平。

**关键词:**国家知识产权试点政策 双重差分法 城市创新合作

## 一、引言与文献综述

### (一)引言

改革开放四十余年,中国经济社会发展创造了令世界瞩目的“中国经济奇迹”,2010年我国成为世界第二大经济体,发展进入增速换挡期;2014年我国人均国民总收入超过七千美元,位列“上中等收入”国家。原有的粗放式经济发展方式难以为继。党的十九大报告指出,中国经济处在转变发展模式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期。党的二十大进一步强调了坚持创新第一动力、深入实施创新驱动发展战略,开辟发展新领域新赛道,不断塑造发展新动能新优势。实施创新驱动发展战略,是引领中国经济巨轮行稳致远、驱动中国经济健康可持续发展的必然选择。区域创新政策试点是我国区域落实创新驱动发展战略和实现高水平科技自立自强的重要方式,随着知识与经济全球化不断深入发展,知识产权也成为国家发展的战略性资源与核心竞争要素的重要一环,是我国建设成为创新型国家的重要支撑。2008年我国出台制定了《国家知识产权战略纲要》,并逐步建立知识产权战略实施体系,将知识产权上升为国家战略。为了全面提升知识产权综合能力,探索知识产权支撑城市创新发展的有效途径,既发挥出重要的区域性引领带动作用,也为全面实施国家知识产权战略、推进知识产权事业发展积累经验。2012年开始,我国陆续进行了6批共77个国家知识产权试点城市,国家知识产权试点工作至今已经开展10年。2021年我国发布《知识产权强国建设纲要(2021—2035年)》,代表我国正朝着世界知识产权强国发展。

<sup>\*</sup> 张峻,山西省社会科学院(山西省人民政府发展研究中心),邮政编码:030032,电子邮箱:2107314822@qq.com;刘小勇(通讯作者)、王昕芊,华南理工大学经济与金融学院,邮政编码:510006,电子邮箱:lxyslh@scut.edu.cn,202120151019@mail.scut.edu.cn。感谢丁煊峰、周锐波和匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责由作者承担。

国家知识产权试点城市推行多年,随着其建设范围的不断扩大,影响力的不断增加,已成为影响城市创新水平不可忽视的典型区域创新政策试点。国家知识产权试点城市是否推动了城市创新合作?其对城市创新合作的影响机制是什么?其影响是否存在异质性?这些问题目前尚未得到理论和实证的答案。基于此,本文将国家知识产权试点城市作为准自然实验,选取中国283个地级市数据,使用双重差分模型(DID)实证分析政策对城市创新合作产生的整体影响、异质性影响与主要影响机制。上述问题的回答,将有力回应知识产权保护创新的效果之争,为国家知识产权试点城市更好发挥创新合作提升作用,实现科技自立自强提供经验启示。

本文的边际贡献主要在于:(1)聚焦城市层面,实证检验知识产权试点建设对城市创新合作的影响,包括城市间和城市内部创新合作的影响;(2)从区域异质性、城市等级异质性和创新型城市异质性三个方面考察知识产权试点城市对创新合作的异质性;(3)提出知识产权试点建设对城市创新合作的影响机制——强化政府引领、增强经济活跃程度、提升人才集聚效应和吸收知识扩散效应,并利用机制检验识别四种影响机制。

## (二)文献综述

保护知识产权就是保护创新,加强知识产权保护将为贯彻新发展理念、构建新发展格局、推动高质量发展提供有力保障(习近平,2021)。知识产权保护对创新的影响受到了众多学者的关注,但无论是微观和宏观角度,研究结论仍存在争议。多数学者支持知识产权保护能显著促进创新的结论。在企业层面,Lemley & Shapiro(2005)及吴超鹏和唐菂(2016)认为,知识产权保护赋予企业对创新成果排他独占的垄断地位,保护了企业创新成果的合法收益。因此,知识产权保护极大激发了企业参与研发活动的意愿,助于企业将技术优势转化为经济利益,从而对创新产生了正向的诱导效应(李春涛等,2015)。徐杨和韦东明(2021)考察了知识产权城市政策的创新效用,认为知识产权城市政策能够通过增加企业研发费用、改善人员结构对企业创新产生提升效应。龙小宁等(2018)以立法制规保护、司法保护、行政保护为切入点测算知识产权保护的价值,发现加强知识产权保护有利于激发企业创新。从区域层面来看,在美国、法国此类的发达国家,加强知识产权保护有利于进一步促进创新(Grossman & Lai, 2004)。国内学者基于地级市、省域的面板数据,发现加强知识产权保护能提升中国各省与地级市的创新水平(王叶等, 2022;操龙升、赵景峰,2019)。在此基础上,学者通过政策工具方法分析不同类型的知识产权政策工具对创新能力的提升路径(盛亚、孔莎莎,2012;林德明等,2023)。然而,部分学者发现知识产权保护的加强反而不利于创新,并从国家与企业层面得到了验证(Fu & Yang,2009;鲍宗客等,2020)。Hurmelinna & Puumalainen(2007)认为,知识产权保护将提高技术引进和模仿创新的成本,同时阻碍了知识的共享与传播,削弱了技术外溢,从而抑制了创新。更为重要的是,迫于竞争压力,技术依赖群体将重点转向寻租活动,反而产生了挤出效应“伤害创新”(徐晨、孙元欣,2019),这种情况多发生于越南、印尼等创新能力较弱的国家,当地设立的知识产权保护政策加大了中小企业进行适应性创新及模仿创新的难度,从而降低此类企业的创新意愿,影响企业所处行业及区域的创新水平(Ginarte & Park, 1997;Cho et al,2015)。此外,部分学者认为知识产权对创新作用存在非线性效应和“倒U”型关系,且发挥效果依赖于时空差异、市场结构、行业结构等因素(Akiyama & Furukawa,2009;关成华等,2018),当与其他制度合理配合使用时能够实现提升创新水平的效果(岳书敬,2011)。

从现有文献可以看出,学者们主要从创新产出与质量的角度考察知识产权保护及知识产权示范城市建设对创新的影响,虽已取得有价值的结论,但仍存在一定争议。现有研究中几乎没有讨论关于知识产权保护或知识产权示范城市建设对城市创新合作的影响。新一轮科技革命和产业革命的兴起推动区域间技术创新合作成为提高区域创新竞争力的重要途径,简单创新无法实现真正的技术突破,已逐渐被多领域的创新合作取代,在此背景下,合理评估知识产权示范城市建设对创新合作的影响则显得尤为必要,本文从国家知识产权试点城市政策出发,考察知识产权试点城市政策对城市创新合作的影响,探讨其作用机制,以期对已有文献提供补充。

## 二、理论分析与假说

### (一) 政策背景

习近平总书记在主持学习我国知识产权保护工作时,强调我国知识产权事业不断发展,现已走出了一条中国特色知识产权发展之路,知识产权保护工作也获得了新阶段历史性的成就。2019年,我国国内专利申请量居世界第一,PCT专利申请量也跃升为世界第一,我国已经成为名副其实的知识产权大国。我国已于2012年4月、2013年8月、2015年3月、2016年5月、2018年5月、2019年5月先后组织实施了6次知识产权示范城市的试点,共计77个国家知识产权试点城市,包含了14个副省级城市、54个地级市和9个县级市。

根据《国家知识产权战略纲要》,知识产权试点政策要求相关地方政府开展以下工作:

第一,完善法律法规的建设。试点城市必须构建门类齐全、结构严密、内外协调的法律体系。开展知识产权基础性法律研究,做好专门法律法规之间的衔接,增强法律法规的适用性和统一性。完善规制知识产权滥用行为的法律制度以及与知识产权相关的反垄断、反不正当竞争等领域立法。

第二,健全司法保护体制。设立专门的知识产权保护执法机构并配备执法人员,提升知识产权保护执法能力。加大司法惩处力度,提高权利人自我维权的意识和能力。加强司法保护体系和行政执法体系建设,发挥司法保护知识产权的主导作用,提高执法效率和水平,强化公共服务。

第三,强化知识产权在经济、文化和社会政策中的导向作用。加强产业政策、区域政策、科技政策、贸易政策与知识产权政策的衔接。加大政府的政策倾斜及投入力度,完善知识产权扶持政策,培育地区特色经济,促进区域经济协调发展。

我国的知识产权试点城市政策在知识产权事业的发展进程属于第二阶段——“从有到大”。在总结前一阶段工作经验的基础上,研究制定了《国家知识产权试点、示范城市(城区)评定和管理办法》(国知发管字〔2014〕34号),对试点城市复核程序及实体内容的规定进行整理,深入把握城市知识产权工作的状况及原因。国家知识产权局每年印发《国家知识产权示范城市工作计划》,在工作计划中提出具体任务,及时推进试点城市的评定与复核工作,因地制宜确定试点城市的工作特色主题,监督相关城市的复核与督查。第三阶段从2021年我国发布的《知识产权强国建设纲要(2021—2035年)》开始,提出进一步深入开展知识产权试点示范工作,全面提升知识产权创造、运用、保护、管理和服务水平,发挥知识产权制度在社会主义现代化建设中的重要作用,明确我国的知识产权建设目标为:到2035年基本建成中国特色、世界水平的知识产权强国。在各项政策的进一步推动下,相关试点城市与地区开始从不同领域探索新型的合作方式。

### (二) 理论假说

1. 知识产权试点城市政策与城市创新合作的影响。创新合作是各类创新资源进行交换、流动并进行扩散的载体,通过优化创新资源配置的方式缓解创新资源错配以提高创新效率(覃柳婷等,2022)。党的二十大强调“必须坚持科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力,深入实施科教兴国战略、人才强国战略、创新驱动发展战略,开辟发展新领域新赛道,不断塑造发展新动能新优势。”“加快实施创新驱动发展战略。加快实现高水平科技自立自强。”在我国,城市作为创新活动的重要载体,城市区域间的创新合作活动有利于提升城市的创新效率,促进城市经济与产业发展。

国家知识产权试点政策落地于城市,它是着眼于开发和利用知识资源的制度,有利于增强我国的自主创新能力,对激励创新合作和推动经济发展有重要作用。自2020年以来,北京与香港两地的行政、司法、创新主体和知识产权专业机构的代表连续三年在京港洽谈会上举办京港知识产权合作专题活动,持续深化在数字知识产权保护等领域的交流合作,共同探讨知识产权保护和优化营商环境方面的经验举措,加快释放内需潜力,促进知识产权的转化与运用,为创新主体营造良好的创新环境。广东作为知识产权大省,更是携手港澳全面推进大湾区知识产权合作,从高价值专利培育、知识产权保护合作信息交流、海关知识产权交流合作机制、相关产权贸易合作等角度不断完善粤港澳大

湾区知识产权合作机制,促进粤港澳三地知识产权合作创新,带动了技术与科技的合作。

城市的创新合作主要依靠企业、具备人才教育资源的高等院校以及研发机构。企业作为科技创新的主体,理当肩负起寻求创新合作的重任。在依靠创新产业高速发展经济的部分城市,如深圳,其高达九成的研发机构设立在企业之中,90%以上的研发人员集中在企业。而国内其他多数城市的创新资源主要集中在由政府设立的研发机构,研发人员也归属于此类研发机构。党的二十大要求强化企业的创新主体地位,政府应当在创新合作活动中起到引导与支持作用。“十四五”规划中提出了建设“创新联合体”的概念,在强化企业主体地位的同时,激励企业主导、联合科研院所或大学等机构,集聚创新优势资源攻坚克难拿下核心技术,实现技术创新。“创新联合体”可以被视为我国从战略层面对创新合作提出的一种新形式。在政府引导、企业等多方机构的积极联合下,已有多地建立起了创新联合体,协同攻关。安徽省于2022年批复组建4家省级创新联合体,上海、苏州等地也在医疗器械、材料等领域探索创新合作之路。城市之间与地区之间的创新合作方式不仅从知识产权这一领域开拓了新的视角,促进创新资源的流动与溢出;更依靠知识产权保护促进研究成果的转化与利用,将创新合作上升至新阶段。各类主体集合各自所具备的技术领先优势与特色,转化为城市及周边地区共同发展的强大动能,支撑城市内部甚至城际之间的创新合作,进一步提升区域之间的合作质量和水平,同时也促进相关产业和技术发展水平的提升。基于此,本文提出假说1:

假说1:国家知识产权试点城市政策有利于促进城市创新合作水平的提升。

2. 知识产权试点城市政策促进城市创新合作水平的影响机制。知识产权是国家建设创新之路的重要渠道,是城市之间创新合作的桥梁。从全国创新大局来看,提升城市创新合作水平离不开政策的引导与扶持。本文从强化政府引领、增强经济活跃程度、提升人才集聚效应和吸收知识扩散效应四个方面分析国家知识产权试点城市政策对城市创新合作水平的影响机制。

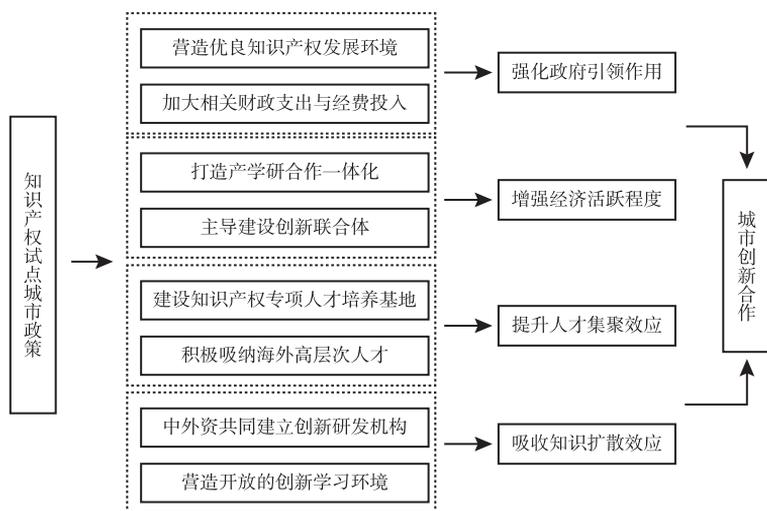


图1 理论机制框架图

(1)国家知识产权城市试点政策有利于强化政府引领,从而促进城市创新合作水平的提升。各个知识产权试点城市工作的顺利展开需要可靠牢固的科技、金融政策以及长久有效的法律规章作为支撑,为实现城市创新合作提供具备良好氛围的制度环境,包括充足的资金支持、外部知识以及法律保护(Boubakri et al,2008)。在宏观层面国家政策的指引下,各地方政府为落实中央要求,依靠地方已有的创新资源,积极寻求与周边其他地方政府的合作。行政机关通过提高行政执法能力,健全知识产权的维权援助机制,为创新主体——高校、企业与研发机构的贸易与科技合作提供知识产权维权服务,保障创新合作主体的合法权益;地方单位主动出台的知识产权相关政策,也有利于加强政策引导与政策倾向性。良好的知识产权保护制度是开放式合作创新的关键(Grimaldi et al,2021)。建立适当的管理机制有助于减少各方创新合作中的一些不良行为,提高各类具备创新优势的主体对外

创新合作的积极性,为发展知识产权事业优化发展环境。此外,企业的创新合作意愿也会受政府补贴的影响。相关单位面向特定的扶持对象实施政策补贴、提供专门的资金扶持,加大相关财政支出及经费的投入,推动经费投向重点领域,如设立专项资金,激励企业加快转化运用专利技术;组织多方联合建立创新基地与其他合作平台,有助于进一步推动“产学研”“创新联合体”等多种形式的合作创新。

(2)国家知识产权城市试点政策有利于增强地区经济活跃程度,加速城市创新合作的步伐。地区的经济活跃程度往往体现在民营经济的发展中,在2015年国务院颁布的《关于新形势下加快知识产权强国建设的若干意见》里,明确提出“要加强对中小企业的知识产权保护,完善各项保护机制,加大对小微企业的知识产权权益援助力度”,持续激发发明创造者持续创新的激情与热情,成为新创企业的有力支撑,提升经济活力(赵富森、李璐,2021)。《中国民营企业发明专利授权量报告(2021)》的数据显示,2021年国内发明专利授权量排名前十的企业中,有七席属于民营企业。当前已有不少城市利用校企合作平台、完善“产学研”一体化、构建“产学研用”机制等形式,扶持高质量创新合作项目,从校园出发推动创新创业发展,大力培育创新型企业合作的能力。此外,企业能够发挥其主体优势,通过主导联合高校及科研机构,打造相关产业领域的创新联合体,引导各类主体之间实现资源的互通互享,建设实验室、共同参与专利、高质量课题的培育深化科技创新合作。从国际的视角看,美、德、日有不少工业企业也曾借助专利及其他知识产权起家,通过与产业链条其余企业合作研发各类知识产权并相互支撑,与其他产业协同创新发展,强化科研与生产的结合,促进城市乃至国家的创新合作。

(3)国家知识产权城市试点政策有利于提升人才集聚效应,对城市创新合作有正向促进作用。人才要素对于创新合作具有重要影响,科技人才需要突破地域与知识的束缚,参与国际交流合作当中(郑琳琳等,2015),海外人才更加具备对外交流的优势,他们拥有丰富的社会关系网络,有利于进一步提升创新合作(刘善仕等,2017)。知识产权试点城市政策促使政府加强知识产权教育培训工作,将知识产权纳入专业技术人员教育内容,建立知识产权人才培养基地,对知识产权管理人员、科研人员及企业职工等开展教育培训活动。通过加强对高等院校学生的知识产权普及工作、创建中小学知识产权教育试点学校,培养青少年的创造能力,为区域提供高素质的人力资本,对科技含量较高的经济活动能够产生区域吸纳效应。此外,各地政府正不断加大人才引进力度,吸纳海内外具备核心技术与专利技术的高层次顶尖人才,健全以市场调节为基础的人才流动、保障机制。相较之下,国际人才拥有更充足的知识架构和良好的外部网络联系渠道,引进这类人才,能够增强在全球化知识与多样化信息渠道方面的优势,有助于激发创新合作水平。多重渠道汇集的复合型人才能够产生人才资源集聚效应,而该类型人才是核心城市对周围区域发挥辐射作用、形成增长溢出的重要渠道,有助于深化跨区域的创新合作。

(4)国家知识产权城市试点政策有利于吸收知识扩散效应,提升城市创新合作水平。知识产权试点城市政策的实施注重对知识产权利益的保护,因此,对地区吸引国外企业资金与先进技术的流入有促进作用,营造出开放合作的创新环境,从而推动外资与国内资本共同创办研发创新机构,对国内形成知识扩散效应。在外商投资的相关法规中明确强调了对知识产权的保护,这是不断完善知识产权保护体现,极大程度降低了境内各类企业知识产权权益被侵犯的风险,有助于促进地区的招商引资工作,加快企业及机构学习先进的知识与技术,吸收知识扩散效应,服务于其自身技术创新与进步。我国实现技术创新主要是通过自主创新研发和引进外国先进技术两种手段。内部的创新相对有限,要想完成高质量的创新,必须开拓视野,学习更加先进、前沿的技术,营造开放的创新学习环境。外商资本是获取外部创新资源的重要渠道,其涵盖了更多知识技术,在企业之间的创新合作中,其边际效益呈不断提升的趋势(周荣军,2020)。因此,通过实施国家知识产权试点城市政策有助于城市吸收知识扩散效应,进一步促进城市的创新合作。

基于上文,本文提出以下四个假说:

假说2:国家知识产权试点城市政策通过强化政府引领作用促进城市创新合作。

假说3:国家知识产权试点城市政策通过增强经济活跃程度促进城市创新合作。

假说4：国家知识产权试点城市政策通过提升人才集聚效应促进城市创新合作。

假说5：国家知识产权试点城市政策通过吸收知识扩散效应促进城市创新合作。

### 三、研究设计

#### (一)模型设定

我国在2012—2018年期间共开展了70个知识产权城市试点工作，为了有效识别知识产权试点城市这项政策对城市创新合作的影响，本文将政策实施后试点城市作为实验组，非试点城市为对照组，采用双重差分法评估政策的实施绩效。传统的双重差分方法一般针对的是政策实施时点为一个时期，而该项知识产权试点城市政策具有阶段性，由国家逐步推进实施，因此，本文构建了多时期双重差分模型，并同时考虑地区效应与时间效应，其模型设定如下：

$$innovation_{it} = \alpha_0 + \beta DID_{it} + \theta Z_{it} + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $innovation_{it}$ 为创新合作变量，分别为 $\ln pertotal_{it}$ （城市人均合作专利总数）、 $\ln perout_{it}$ （人均外部合作专利数量）、 $\ln perin_{it}$ （人均内部合作专利数量）， $Z_{it}$ 为控制变量。 $\mu_i$ 为个体固定效应， $\eta_t$ 为时间固定效应， $\epsilon_{it}$ 为随机误差项。 $DID_{it}$ 表示国家知识产权试点城市政策，是本文关注的重点回归系数，衡量知识产权试点建设对创新合作影响的平均差异，若 $\beta > 0$ 则表明知识产权试点城市政策对城市创新合作具有正向影响；若 $\beta < 0$ 则表明知识产权试点对城市创新合作具有负向影响；若 $\beta = 0$ 则表明政策效应不明显。

#### (二)变量与数据

1. 被解释变量。本文的被解释变量为城市的创新合作，采用各个城市的发明专利合作数量数据，包括三个维度： $\ln pertotal_{it}$ 、 $\ln perout_{it}$ 、 $\ln perin_{it}$ ，分别是城市的人均发明专利合作总数、城市与城市之间的人均发明专利合作数量和城市内部不同主体之间的人均发明专利合作数量，三个变量都加1再取对数处理。现有研究中，学者们主要从技术创新和知识创新两个视角度量创新合作。知识创新大多指论文合作数量，而技术创新层面主要采用的是专利申请量，因为其更能衡量科学技术的创新（孙中瑞等，2022）。专利的种类一般包含发明专利、实用新型专利和外观设计专利。而与另两者相比，发明专利的创造性要求更高，其申请要求强调了要具备“突出的实质性特点”和“显著进步”这两个特点，只有具备这两个要素才能够代表更高水平的创新。但如果一个地区的实用新型专利与外观设计专利占城市专利数据的比重越大，说明该地区容易出现“专利泡沫”的现象，且其创新水平更低（纪祥裕、顾乃华，2021）。在选取城市创新合作的评价指标时，考虑到城市内部及城市之间的合作存在多种创新主体，如企业、高等院校、科研院所以及科技社团等组织；也为了更加完备地整合城市的创新合作数据，覆盖不同创新个体间的发明专利合作数量，本文对IncoPat科技创新情报平台的“联合申请发明专利数据”进行细致的整理，将数据匹配对应至各个城市中，最终确定被解释变量。数据处理步骤如下：（1）将年份设置为2003—2018年，并考虑到个人申请人无法匹配到所在城市的情况，将申请人类型为个人的联合专利数据进行剔除；（2）利用“企查查”网站匹配到申请人单位所在的城市，获得每条联合专利数据的城市合作信息；（3）对于3个及3个以上申请人的联合专利数据，采用两两交叉的方式进行记录，即将A、B、C三个创新主体联合申请的数据记录为“A和B”“A和C”“B和C”。

2. 核心解释变量。核心解释变量选取的是国家知识产权试点城市政策（ $DID$ ），以虚拟变量的形式进行设定，并根据国家知识产权局发布的政策试点名单对试点城市赋值。若城市 $i$ 在 $t$ 年成为了知识产权试点城市，则 $DID_{it}$ 从 $t$ 年开始取值为1，否则为0。

3. 控制变量。 $X_{it}$ 为城市层面的控制变量，总共包括6个变量：（1）固定资本存量 $\ln capital$ 。资本积累可能通过干中学促进创新进而促进创新合作，但如果过度依赖固定资产投资，资本拉动型经济又会影响创新的干中学，进而抑制创新合作。（2）经济发展水平 $\ln gdp$ 。城市的GDP数据能够展现该地区的综合实力（霍春辉等，2020），经济发展水平是影响城市创新合作的重要因素，本文用人均

GDP 衡量经济发展水平。(3)金融发展水平  $\ln finance$ 。用各城市年末的金融机构各项贷款余额占 GDP 的比值再取对数处理(蒋欣娟等,2022),金融部门能够向创新个体提供创新研发的资金支持,促进城市创新能力的提高。同时,金融体系的成熟也能够优化城市创新环境,吸引更多创新个体参与合作。本文用金融机构贷款余额占地区 GDP 的比重衡量金融发展水平。(4)产业结构水平  $\ln ind$ 。用第二产业占地区 GDP 的比重测度(蒋欣娟等,2022),城市产业结构的升级有利于吸引创新资源的集聚,激励创新个体进行创新研发,从而促进城市创新合作。(5)信息化水平  $\ln internet$ 。采用互联网用户数占总人数的比重来测度(孙瑜康等,2021),互联网的普及在一定程度上克服了创新个体间的地理距离,能够提高显性知识的交流效率,但也会造成“面对面交流”的减少,不利于隐性知识的传递。本文用国际互联网用户数占总人数的比重进行衡量。(6)财政支出规模  $\ln expenditure$ 。使用城市各年财政支出占 GDP 的比重(肖利平、戴文静,2021),财政支出规模能够刻画政府在城市发展中的干预和扶持程度,当政府过度干预时,市场对资源配置发挥的作用有限,进而造成创新合作活动的减少;当政府适度扶持时,创新个体借助外部的资源条件获得竞争优势,进而促进创新合作活动的增加。以上变量皆取对数处理。

### (三)数据来源及描述性统计

本文选取了 2003—2018 年的中国地级市年度数据进行分析。实证方面的数据主要来自各年《中国城市统计年鉴》、IncoPat 全球专利数据库及 EPS 数据库。本文样本删除了缺失数据较严重的部分城市,及在样本期间内,发生过行政区划调整的城市,如合肥、巢湖、毕节、铜仁、三沙、海东、儋州等市。最终样本包括 283 个地级市,其中 57 个试点城市,226 个非试点城市。表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln pertotal$	4528	0.185	0.399	0.000	3.758
$\ln perout$	4528	0.155	0.339	0.000	3.315
$\ln perin$	4528	0.062	0.221	0.000	3.313
$DID$	4528	0.067	0.250	0.000	1.000
$\ln capital$	4528	16.890	1.291	13.270	20.670
$\ln gdp$	4528	16.020	1.087	12.130	19.600
$\ln finance$	4528	-0.299	0.485	-2.586	2.173
$\ln ind$	4528	8.447	0.253	7.213	9.116
$\ln internet$	4528	-1.927	0.485	-3.336	2.091
$\ln expenditure$	4528	6.703	1.127	0.882	10.510

## 四、实证结果分析

### (一)基准回归分析

表 2 报告了基准模型估计结果,列(1)–(3)表示不加控制变量的估计结果,列(4)–(6)表示加入控制变量的估计结果,从估计结果可以看出,无论是否加入控制变量,政策变量  $DID$  的估计系数都显著为正,表明知识产权试点建设对城市创新合作具有显著正向影响,在加入控制变量之后,政策变量  $DID$  的估计系数有所下降,这从侧面反映加入控制变量后,对于政策的估计效应会更加精准。

表 2 知识产权对创新合作影响估计基准结果

变量	(1) $\ln pertotal$	(2) $\ln perout$	(3) $\ln perin$	(4) $\ln pertotal$	(5) $\ln perout$	(6) $\ln perin$
$DID$	0.552*** (8.24)	0.487*** (8.16)	0.263*** (5.42)	0.444*** (7.57)	0.393*** (7.61)	0.206*** (5.20)
$\ln capital$				-0.303*** (-5.41)	-0.264*** (-5.25)	-0.180*** (-4.05)

续表 2

变量	(1)lnpertotal	(2)lnperout	(3)lnperin	(4)lnpertotal	(5)lnperout	(6)lnperin
lngdp				0.312*** (4.03)	0.276*** (4.09)	0.165*** (3.11)
lnfinance				0.077*** (2.85)	0.066*** (2.77)	0.015 (0.88)
lnind				-0.307*** (-4.83)	-0.273*** (-4.87)	-0.110*** (-2.80)
lnexpenditure				-0.033** (-2.55)	-0.030** (-2.53)	-0.021** (-2.30)
lninternet				-0.076* (-1.83)	-0.053 (-1.53)	-0.026 (-1.14)
常数	0.012 (0.93)	0.009 (0.77)	0.005 (0.57)	2.572*** (3.29)	2.262*** (3.24)	1.259** (2.54)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.463	0.456	0.256	0.530	0.521	0.322

注：括号内为聚类标准误下的 t 值；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。下同。

从控制变量的结果来看,经济发展和金融发展对创新合作具有正向影响,是因为经济水平的提高能够促进各类创新服务平台和中介平台的搭建,以及基础设施和研发设备的完善,金融机构的贷款可以解决创新个体在研发过程中遇到的资金问题,从而吸引和集聚创新资源,促进创新合作。产业结构对创新合作影响为负,第二产业比重偏高抑制了城市创新合作。信息化水平的系数显著为负,说明互联网的普及抑制了城市创新合作的提升效果。因为互联网的知识溢出具有不对称性,能够方便一些地区通过模仿式创新挤占市场与资源,此时较发达的城市需要凭借创造性创新促进发展,而这种创造性创新时间成本高且难度更大,它的短期效率低,从而会导致互联网无法提升城市的创新合作水平(蒋仁爱等,2021)。财政支出规模对创新合作的影响为负,政府过度干预导致市场力量不能得到充分发挥,创新资源的配置效率下降,导致创新合作活动减少。

## (二) 平行趋势检验与动态效应分析

平行趋势假定是多期双重差分法得到无偏估计结果的必要前提,即要求实验组和对照组在政策实施前具有基本相同的变化趋势,否则可能会高估或低估政策实施的效果。本文参照 Beck et al (2010) 检验多期双重差分平行趋势的做法,利用事件研究法检验平行趋势假定,构建如下动态模型:

$$innovation_{it} = \alpha_0 + \sum_{n=-s}^s \gamma_n DID_{it}^k + \theta Z_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $i$  和  $t$  分别表示城市和年份, $DID_{it}^k$  表示政策虚拟变量,用  $s_i$  表示批复设立的具体年份, $t$  表示样本年份,当  $t-s_i=k(k=-6, \dots, 6)$ , 则定义  $DID_{it}^k=1$ , 否则  $DID_{it}^k=0$ 。由于城市在获批前会制定或实施一系列的政策措施,以提高创新能力、获取试点资格,在此过程中创新活动势必会受到一定的影响,因此,本文将城市获批前的第一期设置为基准组,而非城市获批的当年。如果  $DID_{it}^{-6}$  到  $DID_{it}^{-2}$  显著为零,则说明模型能够满足平行趋势假定;如果  $DID_{it}^0$  到  $DID_{it}^6$  不全为零,则说明知识产权试点建设存在政策效果。

图 2-1 至图 2-3 分别展示了虚拟变量的估计系数及其 95% 的置信区间,由于本文将城市获批的前一期设置为基准组,图中没有 -1 期的数据。从图中可以看出,总体上知识产权试点前对城市创新合作的影响基本为 0,但相关政府在正式试点前一般会出台有关的政策措施以提升创新合作能力,因此从表中结果可以看出知识产权试点前 1-2 年,知识产权试点城市政策已经具有一定的正向促进效果。而知识产权试点建设正式获批后,模型中 0 期到 4 期的系数均显著大于零,且系数呈现递增趋势,说明政策实施的效果具有动态持续性,在较长时间内能够促进城市创新合作。

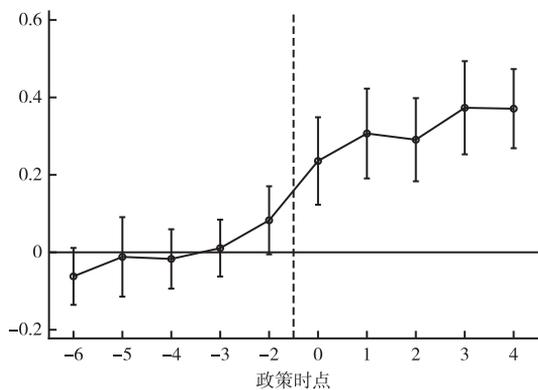


图 2-1 模型(1)平行趋势检验

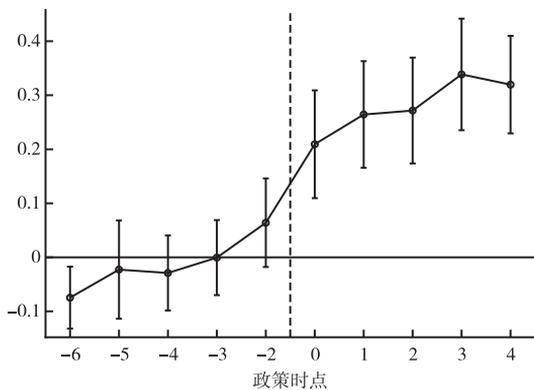


图 2-2 模型(2)平行趋势检验

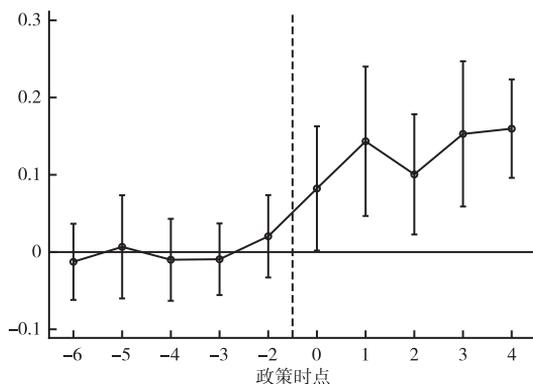


图 2-3 模型(3)平行趋势检验

## 五、稳健性检验及异质性分析

### (一) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。安慰剂检验方法指的是用虚假的实验组或政策发生时间进行分析,以此检验是否依然会产生政策带来的效果。如果利用假的实验组或时间进行分析,模拟的政策变量却依然显著为正,则说明原政策效应不可信,前文得到的结论可能是巧合所致或是其他遗漏变量造成。本文为了减少其他不可观测因素对估计结果造成的影响,通过设立虚拟实验组进行安慰剂检验,按照如下思路随机抽取处理组与控制组,在 283 个城市中随机选取 57 个城市作为处理组,剩余的 226 个城市作为对照组,如此作为安慰剂实验组,并且重复随机抽样 500 次,同时对式(1)进行循环估计,由此得到核心解释变量 *DID* 的 500 个估计系数。表 3 是随机选取实验组后进行回归分析获得的结果,可以看出,随机抽取实验组情形下,政策变量 *DID* 的估计系数均不显著,且系数正负存在差异,所得安慰剂检验结果与前文结论不同。图 3-1 至图 3-3 为估计系数的密度分布图,展示了重复随机抽样 500 次后分别测度创新合作总量、外部创新合作以及内部创新合作时核心解释变量估计系数的分布,

表 3 安慰剂检验回归估计结果

变量	(1) <i>lnpertotal</i>	(2) <i>lnperout</i>	(3) <i>lnperin</i>
<i>DID</i>	0.033 (0.667)	-0.035 (-1.000)	0.011 (0.396)
常数	3.027*** (3.185)	2.653*** (3.169)	1.476*** (2.604)
$R^2$	0.443	0.433	0.252

注:估计过程中均纳入了控制变量、城市固定效应和时间固定效应。下同。

图中右侧垂直虚线代表 DID 的真实估计系数 0.444、0.393、0.206。图中结果显示,随机回归系数均值接近于 0,且所有回归系数都显著偏离真实估计系数,说明在 500 次的随机抽样中,试点政策对城市创新合作影响并不显著。基于上文的分析,安慰剂检验得以通过,知识产权试点城市政策对城市创新合作的影响不大可能受到其他遗漏变量的作用,前文结论具有稳健性。

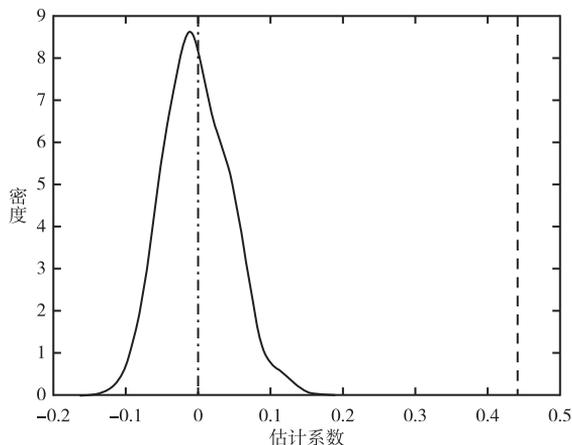


图 3-1 模型(1)安慰剂检验结果

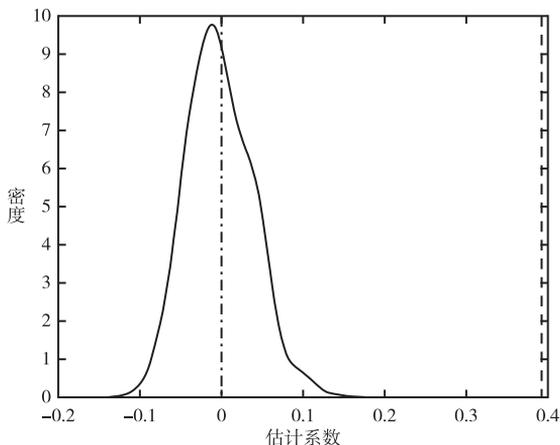


图 3-2 模型(2)安慰剂检验结果

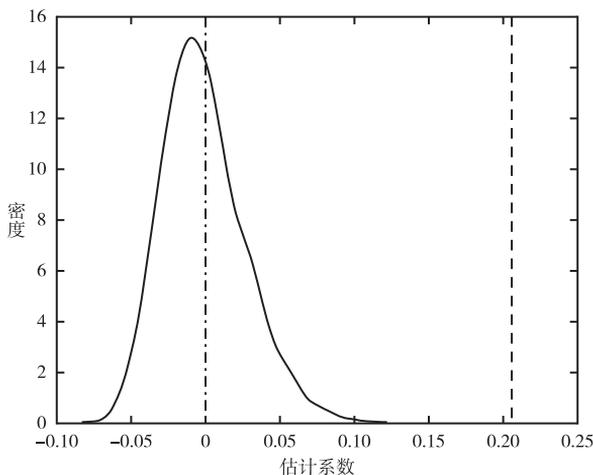


图 3-3 模型(3)安慰剂检验结果

2. 剔除部分城市样本。为了避免直辖市、一线城市等具创新能力较强的城市样本,以及部分创新能力较弱的城市样本对政策评估的结果造成干扰,本文还分别剔除了六大重要城市(北京、上海、广州、深圳、天津、重庆),创新合作数后 5%、10%、15%城市的样本后再次使用式(1)进行实证分析。如果剔除了这部分城市后政策变量依旧显著,则可以更有力地证明国家知识产权试点这项政策的实施对所有试点城市的创新合作均具有促进作用,而非仅仅对部分城市有效。从表 4 和表 5 可以看出,所有回归模型中 DID 的系数均显著,表明知识产权试点政策对创新合作确实具有促进作用。

表 4 知识产权对创新合作影响排除部分样本估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除六大重要城市			剔除合作数后 5%城市		
	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$
DID	0.435*** (6.89)	0.384*** (6.90)	0.183*** (4.57)	0.423*** (7.28)	0.375*** (7.34)	0.197*** (5.06)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除六大重要城市			剔除合作数后 5%城市		
	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$
常数	1.883*** (2.72)	1.659*** (2.77)	0.574 (1.64)	2.977*** (3.56)	2.609*** (3.48)	1.444*** (2.70)
R <sup>2</sup>	0.509	0.503	0.285	0.542	0.533	0.332

表 5 知识产权对创新合作影响排除部分样本估计结果(续表)

变量	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	剔除合作数后 10%城市			剔除合作数后 15%城市		
	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$
<i>DID</i>	0.408*** (7.07)	0.362*** (7.13)	0.190*** (4.96)	0.398*** (6.89)	0.354*** (6.96)	0.186*** (4.87)
常数	2.858*** (3.37)	2.524*** (3.30)	1.393** (2.58)	2.862*** (3.20)	2.536*** (3.15)	1.447** (2.54)
R <sup>2</sup>	0.549	0.540	0.338	0.554	0.544	0.342

3. 高创新能力城市样本。考虑到知识产权试点城市选择可能并非完全随机,创新能力越高的城市获得知识产权试点资格的概率可能越高,因此,本文采用寇宗来和刘学悦(2017)的城市创新指数将城市创新能力进行排序,将创新能力排名前 25%、前 50%和前 75%的城市组成新的样本,重新对式(1)进行估计。通过分组可以发现,创新能力排名前 25%的城市共有 70 个城市,其中包括包含 17 个知识产权试点城市;相应地,排名前 50%的城市有 141 个,包含了 28 个知识产权试点城市;而排名前 75%的城市共 214 个,其中有 44 个国家知识产权试点城市。从表 6 和表 7 可以看出,各回归模型下,知识产权试点政策变量的估计系数仍然显著为正,说明前文的研究结论在排除创新能力的影响下依旧稳健可靠。

表 6 知识产权对创新合作影响基于高创新能力城市样本估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	创新能力前 25%城市			创新能力前 50%城市		
	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$
<i>DID</i>	0.401*** (4.79)	0.365*** (4.58)	0.167*** (4.07)	0.397*** (5.31)	0.356*** (5.22)	0.179*** (4.64)
常数	3.761* (1.75)	3.411* (1.69)	1.922 (1.57)	2.856** (2.28)	2.615** (2.25)	1.353* (1.83)
R <sup>2</sup>	0.667	0.635	0.491	0.595	0.572	0.401

表 7 知识产权对创新合作影响基于高创新能力城市样本估计结果(续表)

变量	(7)	(8)	(9)
	创新能力前 75%城市		
	$\ln pertotal$	$\ln perout$	$\ln perin$
<i>DID</i>	0.474*** (6.74)	0.419*** (6.70)	0.214*** (4.65)
常数	2.528** (2.47)	2.237** (2.45)	1.257* (1.93)
R <sup>2</sup>	0.542	0.527	0.341

4. 国家高新区城市样本。国家高新区是重要创新高地之一,是城市创新发生的主要区域,设立国家高新区的城市总体创新能力都较高,相似性也较高。通过对知识产权试点城市分析发现,所有的知识产权试点城市均设立了国家高新区,未设立国家高新区的城市无知识产权试点城市。因此,我们将估计样本限定为国家高新区所在城市来进行稳健性分析。表 8 报告了国家高新区城市样本估计结果,从中可以发现,即使在创新能力较为接近的国家高新区城市样本中,知识产权城市试点仍然对城市创新合作具有显著的正向影响。与基准模型比较可以看出,当创新能力较为接近的城市被选择知识产权试点建设时,知识产权试点对城市创新合作的正向促进作用有所下降。

表 8 知识产权对创新合作影响基于国家高新区城市样本估计结果

变量	(1) $\ln pertotal$	(2) $\ln perout$	(3) $\ln perin$
<i>DID</i>	0.306*** (5.25)	0.273*** (5.32)	0.140*** (3.81)
常数	4.483*** (3.29)	3.907*** (3.16)	2.541*** (2.89)
$R^2$	0.610	0.600	0.394

5. 控制省份时间效应。为了进一步控制可能存在的遗漏变量,本文采用高维固定效应模型进行稳健性检验,在模型中进一步控制了省份和时间的交互项。从表 9 中的数据可以得知,在控制了省份和时间交叉固定效应后,知识产权试点政策仍对城市的创新合作能力有显著提升作用,说明前文的基准回归结果是稳健的。

表 9 知识产权对创新合作影响控制省份时间估计结果

变量	(1) $\ln pertotal$	(2) $\ln perout$	(3) $\ln perin$
<i>DID</i>	0.407*** (6.69)	0.362*** (6.91)	0.181*** (4.31)
省份—时间效应	控制	控制	控制
常数	2.980** (2.56)	2.316** (2.27)	1.657** (2.54)
$R^2$	0.633	0.636	0.477

6. 调整样本期间。为了检验知识产权试点政策对城市创新合作水平的作用是否受研究时间段的影响,本文通过改变样本期间识别政策对时间变化的敏感性。将样本期间分别调节至 2008—2018 年、2009—2018 年、2010—2018 年,分别对应表中(1)–(3)、(4)–(6)、(7)–(9)。表 10 和表 11 的结果显示,回归系数与显著性在调整样本时间期间后并没有显著差异,知识产权政策的回归系数依旧显著为正,说明研究的样本时间对政策影响较小。因此,可以证明上文的估计结果稳健,支持前文结论。

表 10 知识产权对创新合作影响调整样本期间估计结果

变量	(1) $\ln pertotal$	(2) $\ln perout$	(3) $\ln perin$	(4) $\ln pertotal$	(5) $\ln perout$	(6) $\ln perin$
<i>DID</i>	0.358*** (6.65)	0.326*** (6.88)	0.162*** (4.40)	0.334*** (6.41)	0.307*** (6.72)	0.152*** (4.15)
常数	2.057** (2.26)	1.871** (2.25)	0.972* (1.85)	1.656* (1.76)	1.622* (1.91)	0.679 (1.26)
$R^2$	0.483	0.472	0.288	0.481	0.479	0.270

表 11 知识产权对创新合作影响调整样本期间估计结果(续表)

变量	(7) <i>lnpertotal</i>	(8) <i>lnperout</i>	(9) <i>lnperin</i>
<i>DID</i>	0.310*** (6.12)	0.289*** (6.53)	0.138*** (3.80)
常数	0.941 (0.95)	1.086 (1.19)	0.297 (0.55)
R <sup>2</sup>	0.457	0.461	0.243

7. 工具变量法。前文的平行趋势检验、安慰剂检验等其他稳健性估计结果证实了知识产权试点政策对城市创新合作的促进作用,为了更好地克服反向因果、遗漏变量等造成的内生性干扰问题,本文采用工具变量法进行估计,参考徐扬和韦东明(2021)的做法,选取各地级市儒家书院的数量构造知识产权试点城市政策的工具变量,生成书院对数值(*lnmqsy*)与知识产权试点城市政策时间虚拟变量(*post*)的交互项并作为工具变量(*mqsy\_did*),随后采用二阶段最小二乘法。儒家文化对我国有着深远的影响,儒家书院作为藏书之处,也曾承担着教书育人的作用。从历史的维度来看,各地级市的儒家书院数量能够代表着地方对于知识产权的认可度与传播度,拥有儒家书院的城市更具传播知识、促进知识产权保护的条件,同时更有可能被确立为知识产权试点城市,满足工具变量相关性的假设。从外生性的角度看,相关书院设立已久,属于历史问题,且其功能也已不再如往日,直接促进城市创新合作的可能性较微弱。

表 12 汇报了工具变量两阶段的回归结果,第一阶段的回归结果表明选用的工具变量对核心解释变量知识产权试点城市政策具有显著的正向影响,估计系数在 1%的水平上显著为正,符合相关性的假设前提。同时 LM 统计量在 1%水平上拒绝识别不足的原假设,Wald F 统计量也远大于 Stock-Yogo 弱工具检验的临界值,拒绝了存在弱工具变量的原假设。第二阶段的回归结果显示,核心解释变量 DID 的估计系数在至少 10%的水平上显著为正,说明国家知识产权试点城市政策对城市创新合作的正向促进作用依然显著,前文结论稳健可靠。

表 12 知识产权对创新合作影响工具变量估计结果

变量	(1) <i>lnpertotal</i>		(2) <i>lnperout</i>		(3) <i>lnperin</i>	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
<i>DID</i>		0.289*** (3.30)		0.253*** (3.23)		0.116* (1.84)
<i>mqsy_did</i>	0.267*** (21.74)		0.267*** (21.74)		0.267*** (21.74)	
R <sup>2</sup>	0.493		0.510		0.308	
F 统计量	426.04		472.63		472.63	
LM 统计量	54.386		54.897		54.897	
P 值	0.000		0.000		0.000	
Wald F 统计值	556.681		581.244		581.244	
是否大于 10%临界值	是		是		是	
KP Wald F 统计值	426.040		472.627		472.627	
是否大于 10%临界值	是		是		是	

## (二)异质性分析

前文发现知识产权试点政策显著提升了城市创新合作的数量与水平。但政策的效果会受到城市规模、城市内部实施的政策等不同因素的影响,为了考察该项政策对不同类型的城市影响,本文采用了以下方法进行异质性分析。

1. 地区异质性。我国在区域发展方面存在比较普遍的不平衡现象,东部、中部、西部地区在经济发展、金融水平、基础设施建设、产业布局和信息化程度等方面均存在明显差距(王群勇、王西贝,2021),上

述因素可能导致知识产权试点政策的实施效果存在差异。此处将 283 个城市分为东部(101 个城市)、中部(99 个城市)、西部(83 个城市)三个地区分别进行估计,以各区域的知识产权试点城市为实验组,非知识产权试点城市为对照组(对照组统一),得到回归估计结果,随后对组间回归系数进行了 Chow 检验。

表 13 所示的回归结果显示,知识产权试点城市政策对东中部地区的创新合作具有明显的促进作用。东部地区的城市创新合作总量及外部创新合作、内部创新合作在 1% 的水平上显著为正。对中部地区而言,其各类创新合作统计量得出的 DID 估计系数在至少 5% 的水平上显著为正,说明知识产权试点城市政策对于东部和中部两类地区的城市能够产生明显的促进作用。虽然东部地区的 DID 回归系数要大于中部地区,但无法从中判断知识产权试点政策实施后,其对东部地区城市创新合作的影响更强。因此进行系数差异检验,所得 Chow 检验的 P 值为 0.000,检验系数显著为正,证实两组回归系数存在显著差异。这表示相比于中部地区,东部地区的城市所产生的创新合作效果更为显著,这可能是东部地区具有天然的地理优势等初始禀赋因素所致,在受到政策的扶持后能够加速集聚各类创新资源,例如优质的高素质复合型人才、财政资金补助以及创新平台的建设等。就西部地区而言,其受知识产权试点城市政策影响的创新合作效果并不明显,唯有城际之间创新合作的 DID 估计系数在 10% 的水平上显著为正,知识产权试点城市政策对该地区的城市创新合作提升有限,这可能是由于西部地区的经济、文化等因素相对落后,其发展的初始禀赋基础较薄弱,知识产权试点城市政策实施之后,资源无法尽快地集中在目标城市,经济的相对落后也导致高素质人才等各类资源的流入仍然缓慢。相反地,由于东部地区和中部地区发展迅速,逐渐寻求与外部地区城市之间的创新合作,对西部地区也能够产生一定的辐射作用,因此对西部地区的城市外部创新合作产生一定的促进作用。从西部地区与其他地区的 Chow 检验可以发现,试点政策在另外两个地区的作用也更显著。同样,在对地区对照组不统一的回归分析中估计结果与上述结果相同。<sup>①</sup>

表 13 知识产权对创新合作影响基于地区异质性估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	lnpertotal			lnperout			lnperin		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
DID	0.618*** (7.97)	0.256*** (3.02)	0.198 (1.47)	0.549*** (7.93)	0.221*** (3.00)	0.177* (1.67)	0.314*** (5.22)	0.086** (2.24)	0.046 (0.63)
常数	2.575*** (3.52)	0.411 (0.75)	0.765 (1.45)	2.206*** (3.37)	0.403 (0.84)	0.715 (1.53)	1.064** (2.47)	-0.144 (-0.67)	-0.036 (-0.18)
R <sup>2</sup>	0.556	0.389	0.353	0.545	0.371	0.345	0.368	0.187	0.135
Chow test									
东部 VS 中部	185.18***			180.66***			127.96***		
东部 VS 西部	70.79***			70.62***			48.88***		
中部 VS 西部	9.93***			8.16***			8.49***		

2. 城市等级异质性分析。在现行的行政体制下,我国城市等级体系按照城市等级和初始禀赋的优劣,可以划分为 4 个类型:省会城市、副省级城市、“较大的市”和一般的地级市(刘瑞明、赵仁杰,2015)。城市发展的各项要素,如基础设施服务、资金等皆是由高一级的城市向下一级的城市逐级分配。对于高等级城市而言,它们能够凭借地级优势完善基础设施建设与各项资源的引进,从而达到优化城市创新环境的目的(江艇等,2018)。因此,本文将 283 个地级市样本划分为了高等级城市和其他地级市,高等级城市包含了省会城市、直辖市和副省级城市,共计 34 个。为了保证结果的稳健性,此处采用统一对比组的方式进行分析。

如表 14 所示,知识产权试点城市政策变量的回归系数在 5% 的水平上显著为正,表明知识产权试点城市政策的实施对高等级城市和其他地级市的创新合作均有促进作用,但影响效应在不同类型

<sup>①</sup>限于篇幅,此处未汇报对照组不统一时的回归估计结果。

的样本中有所差异,知识产权试点政策对高等级城市创新合作水平提升效应比其他地级市更加明显。Chow 检验结果表明,该两种类型的 DID 系数在 1%的水平上存在显著差异,支持这一结论。这是因为,我国城市的行政等级水平与其经济发展、产业发展水平息息相关,高等级一类城市相比于其他地级市在初始禀赋资源等方面具有较强的优势,当开始试点知识产权城市这一政策后,其自身所具备的独特优势能为促进城市的创新合作带来发展动能,集聚大量创新合作资源,基础设施建设以及金融市场的发展也更加完善,对促进创新合作提供了良好的保障。

表 14 知识产权对创新合作影响基于城市等级异质性估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnpertotal		lnperout		lnperin	
	高等级城市	其他地级市	高等级城市	其他地级市	高等级城市	其他地级市
DID	0.665*** (8.83)	0.329*** (4.12)	0.593*** (8.33)	0.288*** (4.26)	0.339*** (5.50)	0.136** (2.59)
常数	2.220*** (3.06)	1.631** (2.55)	1.980*** (2.98)	1.421** (2.58)	1.013** (2.17)	0.496 (1.55)
R <sup>2</sup>	0.554	0.418	0.538	0.413	0.387	0.192
Chow test	324.52***		277.80***		279.58***	

3. 基于创新型城市政策的异质性分析。为响应建设创新型国家的战略目标,我国自 2008 年起开始实施创新型城市试点政策,提高城市的创新水平和创新合作质量是创新型城市试点政策的核心目标。本文研究知识产权试点城市是否会受到“创新型城市”的影响而产生城市差异,同样采取内部对比和对对照组统一两种方法来进行估计。

表 15 展示了基于创新型城市这一类型样本的回归分析结果,创新型城市样本的 DID 回归系数在 1%的水平上显著为正,非创新型城市的 DID 系数并不显著,且 Chow 检验结果显示创新型城市与非创新型城市样本的 DID 估计系数在 1%的水平上存在显著差异。这说明知识产权试点政策对创新型城市的创新合作水平有更强且更积极的促进作用。创新型城市从政策上支撑了城市的基础设施建设、主动促成城市各类研发平台与基地,实施过程中不断优化创新合作资源,为城市的创新合作营造良好的创新环境(李政、杨思莹,2019)。因此,在知识产权试点城市政策的加持下,该类型城市的创新合作会表现得更加明显。此外,创新型城市政策与本文所研究的知识产权试点城市政策在政策内容实施方面侧重点不同,知识产权试点政策从保护与治理知识产权出发,向外探索金融服务、基础设施保障等制度,努力引导知识产权事业的发展。而创新型城市力求打破科技创新的障碍,加强扶持科技创新活动。对创新型城市样本进行回归估计仍能得到核心政策变量 DID 显著为正的结果,再次证实了知识产权试点城市政策对城市创新合作的作用。

表 15 知识产权对创新合作的影响基于创新型城市异质性估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnpertotal		lnperout		lnperin	
	创新型城市	非创新型城市	创新型城市	非创新型城市	创新型城市	非创新型城市
DID	0.534*** (8.39)	0.080 (0.89)	0.471*** (8.34)	0.082 (1.08)	0.258*** (5.65)	-0.011 (-0.27)
常数	2.909*** (3.66)	0.821 (1.54)	2.571*** (3.62)	0.725 (1.54)	1.383*** (2.69)	0.055 (0.27)
R <sup>2</sup>	0.561	0.342	0.547	0.334	0.364	0.127
Chow test	205.49***		172.62***		154.31***	

## 六、机制检验

前文实证部分的结果可知,国家知识产权试点政策能够显著提升城市的创新合作水平。在理论机制部分,本文认为知识产权试点城市的设立主要通过强化政府引领、增强经济活跃程度、提升人才

集聚效应以及吸收知识扩散效应等作用来提升城市的创新合作水平。基于前文的分析,本部分对上述几个路径进行实证检验。本文参考了余泳泽等(2019)的“两步法”研究思路,构建了如下模型:

$$Med_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Med_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Med_{it}$ 为中介变量,对所有中介变量都加1再进行对数处理,其他变量与式(1)相同。式(3)检验的是核心政策变量知识产权试点城市政策对中介变量 $Med_{it}$ 的影响;式(4)则检验了中介变量 $Med_{it}$ 对被解释变量城市创新合作产生的影响。若式(3)中 $\beta_1$ 与式(4)中 $\gamma_1$ 同时显著且符合预期时,表明该变量是试点政策促进城市创新合作水平的中介变量,且机制能够得到验证。

### (一)政府引领机制检验

本文采用政府的科技支出占财政支出的比重衡量政府引领程度,以此来检验政府引领机制。表16中的回归结果显示,列(1)的回归结果证明知识产权试点城市政策的实施对提高城市的科技支出有着显著的促进作用。列(2)(3)(4)的回归系数显著为正,说明政府的科技创新投入存在中介作用,显著促进了城市的创新合作。知识产权试点城市政策实施后,多个地方政府在相关实施方案中提出,要在政府的科技投入中安排专项经费,加强对知识产权的资金保障力度,促进科技研发、成果转化。当前,各区域正进一步加强创新合作力度,长三角地区、京津冀地区各自打造了创新共同体,积极设立创新基金,发挥财政资金杠杆效应,利用政府投入撬动社会资本。《2021年全国科技经费投入统计公报》的数据显示,2021年我国地方财政科技支出达到6971.8亿元,较上年增长10.0%,政府的科技投入能够直接为研发活动提供创新资源,通过政府引导,为多方主体的合作交流发挥政策与资金导向作用。从表16可以看出,知识产权试点政策显著增加城市科技支出的投入,促进了城市将更多的财政资金投向科技创新领域,科技支出占财政支出比重越高,说明政府越注重引领科技创新合作,从而城市之间与内部科研院所之间的创新合作也越多,假说2得到了验证。知识产权制度的完善推动政府加强政策导向与资金倾向,加速实现城市内部与城际间的创新合作。

表16 政府引领机制检验估计结果

变量	(1)政府引领	(2)lnpertotal	(3)lnperout	(4)lnperin
DID	0.333*** (6.07)			
政府引领		0.079*** (5.40)	0.065*** (5.07)	0.037*** (4.25)
常数	-18.401*** (-8.74)	4.457*** (4.49)	3.841*** (4.40)	2.133*** (3.58)
R <sup>2</sup>	0.712	0.458	0.446	0.264

### (二)经济活跃程度机制检验

本文采用城镇个体和私营企业从业人员占总人口的比重(每万人城镇个体和私营企业从业人员数)测度经济活跃程度。民营企业在国内企业总量中占比超九成,是我国经济发展的重要力量,同时它也是创新合作活动的主体之一。国家知识产权局明确要充分发挥知识产权对经济的服务功能,保护创新创业者的合法权益。知识产权试点城市政策是知识产权制度的进一步完善,更是激发中小企业创新的热情、激励创新合作活动的政策。在政策施行过程中,企业共同主导构建专利协同运用体系、打造实验室一类的实体平台,协同研发,形成经济资源开放共享的局面;创新联合体的诞生使得企业与科研院校、上下游企业之间更加便捷地联结起来,促进研发创新的合作。中小企业的研发创新,体现了城市里各种经济主体的生存环境及其发展潜力,当城市内的经济、创业环境活跃时,能够加速各类主体之间的创新合作。知识产权保护的完善又会提高个体创业的概率,提升经济活跃程度。表17的回归结果可以看出,知识产权试点政策对经济活跃程度具有显著的正向促进作用,同样

地,经济活跃程度对城市创新合作也能够产生正向提升效果,说明经济活跃为城市创新合作的中介变量,假说3得以验证。知识产权试点政策带来的经济活跃有助于将民营企业的资源集中转化为创新动能,建设创新集聚高地,形成创新合力,长久地发挥推动城市创新合作的效果。

表17 经济活跃程度机制检验估计结果

变量	(1)经济活跃程度	(2)lnpertotal	(3)lnperout	(4)lnperin
DID	0.143** (2.31)			
经济活跃程度		0.015** (2.09)	0.012* (1.87)	0.010** (2.30)
常数	-0.294 (-0.15)	3.033*** (3.20)	2.670*** (3.19)	1.474*** (2.62)
R <sup>2</sup>	0.405	0.443	0.433	0.253

### (三)人才集聚效应机制检验

本文采用科研人数占地区总人口的比重测量城市的人才集聚效应。人才是创新的根本动力,有效的知识产权保护是吸引人才流入的重要手段,唯有保护好创新创造者的权益,才能营造好创新环境,促进创新合作活动的展开。知识产权试点政策的推进,增强了知识产权保护,知识产权权益保护的越好,更能确保产权所有者创新的权益,该城市对高素质复合型人才的吸引力也会越强。创新合作实质上是知识在区域间的交流与创造,而人才是知识的载体,知识只有借助于人的力量才能得到发挥。因此,人才的流入对于创新合作至关重要。从表18的列(1)回归结果可以看出,国家知识产权试点政策显著提高了城市科技人才比重,获得了丰富的人力资本,有效加速了高科技人才在试点城市的集聚。知识产权试点城市政策正不断优化知识产权人才发展体制机制,建设壮大高素质人才队伍,列(2)-(4)的回归结果表明城市的人才集聚也能够显著促进城市的创新合作,证实人才集聚效应为城市创新合作的中介变量,假说4得到验证。不断引入的高科技人才和完善的人才管理体制充分发挥了人力资本的主观能动作用,为实现城市的创新合作提供了有力的人才支撑,助力实现城市内部各类研发机构及与其他城市之间的研发创新合作。

表18 人才集聚效应机制检验估计结果

变量	(1)人才集聚效应	(2)lnpertotal	(3)lnperout	(4)lnperin
DID	0.336*** (5.52)			
人才集聚效应		0.127*** (4.70)	0.109*** (4.78)	0.058*** (3.64)
常数	-8.113*** (-5.28)	4.016*** (4.20)	3.517*** (4.19)	1.925*** (3.21)
R <sup>2</sup>	0.329	0.477	0.465	0.278

### (四)知识扩散效应机制检验

本文采用了人均外商直接投资测度知识扩散效应。知识产权试点城市政策健全了知识产权保护的相关制度,为外资的流入营造了开放共享的合作环境,有助于促进各类资本要素的自由流动。我国实现创新主要通过两种途径:首先是自主研发完成创新成果;其次是通过引进国外先进技术,模仿、学习后再进行创新(李政等,2017)。外商直接投资能够填补部分地区资金的空缺与技术层面的不足,有助实现中外资企业之间的合作创新,例如共同建立研发机构,搭建资源共享平台,充分发挥外商直接投资的知识扩散效应。表19中的列(1)证明知识产权试点城市政策显著提升了知识扩散效应。该项政策能够为外商在华投资营造良好的营商环境,保护研发成果权益,从而带来更多的外商直接投资,便于国内企业学习新型创新成果,实现知识扩散。列(2)-(4)的结果清晰地说明了外

商对国内直接投资能够对城市的创新合作产生显著的促进作用,验证了假说5的合理性。外商来华投资后与当地企业、研发机构一同开设研发中心等合作平台,当地机构能够从中吸收海外知识资本扩散效应实现资源互补,继而开展科技创新,推动产学研创新合作。

表19 知识扩散效应机制检验结果

变量	(1)知识扩散效应	(2) $\ln per_{total}$	(3) $\ln per_{out}$	(4) $\ln per_{in}$
<i>DID</i>	0.290*** (2.94)			
知识扩散效应		0.022*** (5.35)	0.019*** (5.16)	0.011*** (4.29)
常数	-16.633*** (-5.35)	3.389*** (8.27)	2.976*** (8.17)	1.646*** (6.68)
$R^2$	0.370	0.446	0.436	0.255

## 七、结论与建议

本文基于2003—2018年的中国283个地级及以上城市的面板数据,构建多时点双重差分模型,对知识产权试点城市政策产生的创新合作影响进行了评估,研究发现:

第一,知识产权试点城市政策的实施的确有助于提升城市的创新合作水平,并且能够通过一系列稳健性检验,该结论显著且稳健。

第二,知识产权试点城市政策的创新合作水平提升作用具有一定的异质性,主要体现在区域异质性、城市等级异质性以及基于创新型城市的异质性。知识产权试点城市政策对东中西部地区的城市创新合作水平均有提升效应,对东部地区产生的影响大于中部地区和西部地区;知识产权试点城市政策提升了高等级城市和其他地级市的创新合作水平,但影响效应在不同样本中也存在差异;知识产权试点城市政策有效促进了实施创新型城市政策地方的创新合作水平,但对于未实施政策城市提升效应并不显著。

第三,知识产权试点政策可以通过强化政府引领、增强经济活跃程度、提升人才集聚效应、吸收知识扩散效应四个作用机制提升试点城市的创新合作水平。

基于上文结论,本文从扩大政策试点范围、促进区域协调发展、加强政策与资金的导向作用三个方面对国家知识产权试点城市的未来发展提出了如下政策建议:

第一,进一步扩大国家知识产权试点政策的城市范围。知识产权试点城市政策实施至今已有11年的历史,我国对于知识产权的发展目标也有了新的要求,其中首要的是“到2025年,知识产权强国建设取得明显成效”。本文的研究发现知识产权试点城市政策对城市的创新合作具有推动作用。要让更多城市有序参与到知识产权试点城市范畴中来,总结好各地知识产权事业发展经验,并将一般性规律推广至各城市中,加强知识产权的政策导向,提升城市的创新合作优势。

第二,知识产权试点城市政策的实施效果在地区之间存在明显差异,因此要提升城市的创新合作水平必须重视区域的协调发展。战略上统筹兼顾,贯彻“保持东部优先发展、加速中西部发展”的理念,东部地区及具备创新动能的相关城市应该发挥带头模范作用,利用自身优势,整合各类创新资源,加强与中西部地区的交流,例如在中西部地区开展知识产权及其他科研领域的研讨会,深化区域创新事业的协作;搭建与其他地区的人才交流平台,选派重点人才、企业与之交流锻炼,共同建设知识产权等领域的合作品牌,一齐研究项目课题,促进城市之间的创新合作。

第三,加强政策与资金的导向作用,持续加大对创新领域的科研经费投入。地方政府需要因地制宜出台相关辅助政策引导研究机构、高校与企业之间的合作,促成各项专利成果的合理转化,激发创新潜力;联合多部门携手提供助企服务,强化对中小企业的培育,进一步分类专项扶持,如提供减税优惠和金融支持等,护航优质中小企业的协同创新;健全创新人力资本体系,为引进的专业人才设置特聘岗位,加强人才住房、子女教育、医疗等保障,同时重视自主培育人才的能力,提高教育普及及水

平,推进创新教育;开放共享打造国际创新体系,支持外资在华展建设研发机构、加大知识产权保障力度,营造更好的发展环境,便于国内外人才的交流与科技合作。

#### 参考文献:

- 鲍宗客 施玉洁 钟章奇,2020:《国家知识产权战略与创新激励——“保护创新”还是“伤害创新”?》,《科学学研究》第5期。
- 操龙升 赵景峰,2019:《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》,《中国软科学》第5期。
- 关成华 袁祥飞 于晓龙,2018:《创新驱动、知识产权保护与区域经济发展——基于2007—2015年省级数据的门限面板回归》,《宏观经济研究》第10期。
- 霍春辉 田伟健 张银丹,2020:《创新型城市建设能否促进产业结构升级——基于双重差分模型的实证分析》,《中国科技论坛》第9期。
- 纪祥裕 顾乃华,2021:《知识产权示范城市的设立会影响创新质量吗?》,《财经研究》第5期。
- 江艇 孙鲲鹏 聂辉华,2018:《城市级别、全要素生产率和资源错配》,《管理世界》第3期。
- 蒋仁爱 李冬梅 温军,2021:《互联网发展水平对城市创新效率的影响研究》,《当代经济科学》第4期。
- 蒋欣娟 孙倩倩 吴福象,2022:《技术专业化分工、地区创新能力演化与区域协调发展》,《城市问题》第1期。
- 寇宗来 刘学悦,2017:《中国城市和产业创新能力报告2017》,复旦大学产业发展研究中心。
- 李春涛 郭培培 张璇,2015:《知识产权保护、融资途径与企业创新——基于跨国微观数据的分析》,《经济评论》第1期。
- 李政 杨思莹 何彬,2017:《FDI抑制还是提升了中国区域创新效率?——基于省际空间面板模型的分析》,《经济管理》第4期。
- 李政 杨思莹,2019:《创新型城市试点提升城市创新水平了吗?》,《经济学动态》第8期。
- 林德明 罗宇晴 刘文斌,2023:《知识产权政策如何提升国家创新能力?——基于政策工具的组态分析》,《科学学研究》。
- 刘瑞明 赵仁杰,2015:《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》第8期。
- 刘善仕 孙博 葛淳棉,2017:《人力资本社会网络与企业创新——基于在线简历数据的实证研究》,《管理世界》第7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。
- 盛亚 孔莎莎,2012:《中国知识产权政策对技术创新绩效影响的实证研究》,《科学学研究》第11期。
- 孙瑜康 李国平 席强敏,2021:《知识结构、城市异质性与创新水平提升》,《经济管理》第5期。
- 孙中瑞 樊杰 孙勇,2022:《群内和跨群双视角下成渝城市群合作创新网络时空演化研究》,《地域研究与开发》第1期。
- 覃柳婷 曾刚,2022:《长三角地区不同空间尺度创新合作对城市创新绩效的影响研究》,《地理科学》第10期。
- 王群勇 王西贝,2021:《高铁网络对区域产业结构的影响——基于社会网络与空间计量模型的分析》,《现代经济探讨》第5期。
- 王叶 张天硕 曲如晓,2022:《知识产权示范城市与创新国际化——来自海外专利申请的证据》,《北京工商大学学报(社会科学版)》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8期。
- 习近平,2021:《全面加强知识产权保护工作 激发创新活力推动构建新发展格局》,《求是》第3期。
- 肖利平 戴文静,2021:《高铁枢纽性与企业创新——来自同群效应视角的阐释》,《技术经济》第12期。
- 徐晨 孙元欣,2019:《竞争压力下企业选择创新还是寻租?——基于知识产权保护视角的解释》,《经济评论》第6期。
- 徐扬 韦东明,2021:《城市知识产权战略与企业创新——来自国家知识产权示范城市的准自然实验》,《产业经济研究》第4期。
- 余泽泽 庄海涛 刘大勇 伏雨,2019:《高铁开通是否加速了技术创新外溢?——来自中国230个地级市的证据》,《财经研究》第11期。
- 岳书敬,2011:《知识产权保护与发展中国家创新能力提升——来自中国的实证分析》,《财经科学》第5期。
- 赵富森 李璐,2021:《知识产权制度的创业效应研究——基于中国知识产权示范城市建设的经验证据》,《产业经济研究》第6期。
- 郑琳琳 戴顺治 卢忠鸣,2015:《原始性创新人才人格特质实证研究》,《科学学研究》第5期。
- 周荣军,2020:《知识产权保护、FDI技术溢出对企业创新绩效影响》,《统计与决策》第2期。
- Akiyama, T. & Y. Furukawa(2009), “Intellectual property rights and appropriability of innovation”, *Economics Letters* 103 (3):138—141.
- 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.

- Boubakri, N. et al(2008), “Political connections of newly privatized firms”, *Journal of Corporate Finance* 14(5):654—673.
- 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.
- Fu, X. & Q. G. Yang(2009), “Exploring the cross-country gap in patenting: A stochastic frontier approach”, *Research Policy* 38(7):1203—1213.
- Ginarte, J. C. & W. G. Park(1997), “Determinants of patent rights: A cross-national study”, *Research Policy* 26(3): 283—301.
- Grimaldi, M. et al(2021), “A framework of intellectual property protection strategies and open innovation”, *Journal of Business Research* 123(2):156—164.
- Grossman, G. M. & E. L. C. Lai(2004), “International protection of intellectual property”, *American Economic Review* 94 (5):1635—1653.
- Hurmelinna, L. P. & K. Puumalainen(2007), “Nature and dynamics of appropriability: Strategies for appropriating returns on innovation”, *R & D Management* 37(2):95—112.
- Lemley, M. A. & C. Shapiro(2005), “Probabilistic patents”, *Journal of Economic Perspectives* 19(2):75—98.

## Has the National Intellectual Property Pilot Policy Promoted Urban Innovation Cooperation?

ZHANG Jun<sup>1</sup> LIU Xiaoyong<sup>2</sup> WANG Xinqian<sup>2</sup>

(1. Shanxi Academy of Social Sciences, Taiyuan, China;

2. South China University of Technology, Guangzhou, China)

**Abstract:** The regional innovation pilot policy is an important way for China to implement the innovation driven development strategy and achieve high-level scientific and technological self-reliance. The national intellectual property pilot city is a typical spatial example to stimulate urban innovation and creativity. Based on the data of cities at the prefecture level and above from 2003 to 2018, this paper constructs a difference-in-differences model with multiple time periods to empirically test the policy effect of the national intellectual property pilot cities on urban innovation cooperation. The results show that: (1) The national intellectual property pilot cities significantly promotes the innovation cooperation level of cities. (2) The promotion effect of the national intellectual property pilot city policy on the level of innovation cooperation exhibits regional heterogeneity, city level heterogeneity, and innovation ability heterogeneity. The intellectual property pilot city policy has a promotion effect on the level of urban innovation cooperation in the eastern, central and western regions, and the promotion effect in the eastern region is more obvious than in the central and west region. The policy of intellectual property pilot cities has improved the level of innovation cooperation between prefecture level cities and cities with administrative higher ranking, but the effect varies across different samples. The policy of intellectual property pilot cities has promoted the innovation cooperation level of policy cities that implement innovative cities, but the promotion effect is not significant for cities that do not implement policies. (3) The regional innovation policy pilot can improve the level of innovation and cooperation of pilot cities through four mechanisms such as strengthening government guidance, enhancing economic activity, increasing the talent gathering effect, and absorbing knowledge diffusion effect.

**Keywords:** National Intellectual Property Pilot Policy; Difference-in-Differences; Urban Innovation Cooperation

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)