
自由贸易试验区的协同创新网络效应： 空间断点与地理识别

王明益 陈林 张中意 姚清仿*

内容提要 自由贸易试验区是高水平对外开放和创新驱动发展战略的重要组成部分,其设立能否提高区内市场主体的协同创新能力,从而形成协同创新网络?本文人工收集自由贸易试验区的地理空间信息,以全球卫星定位系统识别并绘制园区地理边界,在匹配2010-2019年专利数据和各主体的经纬度后,运用空间断点回归法考察自由贸易试验区战略的协同创新网络效应。结果表明,自由贸易试验区的设立显著提升了区内协同创新水平。它的制度创新为市场主体开展协同创新提供了优质的制度环境,行政审批效率的提升、知识产权的有效保护都促进了创新要素流动,从而提升了各主体的协同能力与整个协同创新网络的运行效率。本文从兼顾开放与创新的顶层设计维度剖析了自由贸易试验区战略的制度红利。

关键词 自由贸易试验区 协同创新网络 空间断点回归 园区地理识别

一 引言

党的二十大报告提出要“推进高水平对外开放,稳步扩大规则、规制、管理、标准

* 王明益:山东财经大学国际经贸学院;陈林(通讯作者):暨南大学产业经济研究院 广州南沙自由贸易试验区研究基地 广东省广州市黄埔大道西601号 510632;张中意:南京大学商学院;姚清仿:山东财经大学国际经贸学院 电子信箱:wangmingyi2005@sina.com(王明益);charlielinchen@qq.com(陈林);2458392606@qq.com(张中意);916034516@qq.com(姚清仿)。

作者感谢国家社会科学基金项目(20AZD050)、国家自然科学基金项目(72173132)及广东省哲学社会科学规划基础理论研究重大课题(GD21ZDZYJ01)的资助,感谢匿名审稿专家、中国社会科学院刘洪愧及浙江大学周立宏的宝贵建议。当然,文责自负。

等制度型开放”“加快推进自由贸易试验区、海南自由贸易港建设”“实施自由贸易试验区提升战略”^①。在国务院发布的《国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》(后文简称“十四五”纲要)中,自由贸易试验区(后文简称自贸区)是中国高水平对外开放、制度型开放与制度创新的重要环节,指出要“完善自由贸易试验区布局,赋予其更大改革自主权,深化首创性、集成化、差别化改革探索,积极复制推广制度创新成果”^②。不难看出,创新一直是中国特色自贸区战略的主题词,它同时肩负着开放与创新的载体建设任务。

与此前历次“五年计划”不同,“十四五”纲要提出了两个新的“创新”概念——全球创新网络和协同创新,要“实施更加开放包容、互惠共享的国际科技合作战略,更加主动融入全球创新网络”,要“深化军民科技协同创新”,要让中国经济与科技发展在地理空间(跨国)、产业(军民)间实现协同,甚至形成创新网络。

截至2021年,中国已分6批在21个省、直辖市设立了21个自贸区,区内的制度创新成果在国务院层面成功复制推广的多达144项。这21个自贸区既是跨国公司的集聚地,也是直辖市和地级市高精尖产业的集聚地。自贸区的建设发展与制度创新很可能使企业出现合作研发联盟(Research Joint Venture, RJV)、R&D卡特尔、技术入股等形式的协同创新,甚至在片区内逐步形成创新网络。作为新发展格局的重要组成部分,自贸区建设若能有助于协同创新,必将有助于推进创新驱动发展战略。

二 概念界定与文献综述

二十大报告使用的创新网络一词在20世纪80年代开始流行。Imai and Baba (1989)较早提出,创新网络是应付系统性创新产生的一种制度安排。该概念后来被Freeman(1991)拓展,认为创新网络是随相应组织对知识的需求而出现的。知识经济时代到来,科技进步日益加快,分工逐渐细化,跨学科知识高度融合,市场对创新的要求也越来越高。单个创新主体受到跨学科知识储备、多维创新资源获取等限制,难以在关键创新项目上实现突破。此时,各创新主体可以通过正式或非正式的合作开展协同创新,充分利用跨学科知识的交融共享和创新资源的多样性提高创新绩效。当同一区域开展协同创新的各类主体数量逐渐增多,创新资源愈加丰富,各创新参与者

① 摘自中华人民共和国中央人民政府网,网址 http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

② 摘自中华人民共和国中央人民政府网,网址 http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

可以充分发挥自身优势,从而实现知识共享、技术扩散及成果的转化应用,由此形成的复杂系统便是协同创新网络。协同创新网络的形成是知识经济时代创新活动向系统化、网络化发展的必然产物,它不但有利于创新主体充分利用互补知识和多样化的创新资源提高创新绩效,还是在国际竞争压力持续加剧背景下,提高一国(地区)综合创新能力的重要组织形式(刘丹和闫长乐,2013)。本文协同创新网络是指,企业、高校(学院)、研究机构等产学研创新链主体及其中介服务机构之间基于正式或非正式的合约达成的一种合作与协同创新关系,各网络主体通过发挥各自优势协同合作,实现知识和技术等创新要素的交互共享及协同创新绩效的提升。这种合作与协同创新关系包括广度和深度两个层面,广度指与某个创新主体已达成创新合作的伙伴数量;深度则指某一创新主体与同一合作伙伴的创新合作频率。

与本文密切相关的一类文献是自贸区经济效应研究。自贸区经济效应的相关研究由来已久,早期大多关注自贸区对就业和社会福利的影响。Young and Miyagiwa(1987)用非充分就业的哈里斯-托塔罗模型论证了免税区建立对东道国失业的影响,指出关税取消会通过增加中间品进口带动就业增加。Miyagiwa(1986)在非传统多部门出口框架下考察了自贸区福利效应,发现自贸区的设立提高了国民的福利水平。Sargent and Matthews(2009)则发现,发展中国家设立出口加工区在短期内能有效带动就业、增加出口、创造外汇,但若一国长期困于低附加值加工产业,则存在陷入“中等收入陷阱”的风险。

随着中国各自贸区陆续设立,国内相关研究也逐渐丰富。其中,在涉及自贸区经济效应的文献中,部分学者发现自贸区的设立具有促进区域经济增长并带动经济高质量发展的作用(王爱俭等,2020;李子联和刘丹,2021),且该效应具有长期性(殷华和高维和,2017);也有反面观点认为,部分自贸区制度创新与所在区域原有制度缺乏协同性和兼容性,因此相关政策红利并未充分释放(武剑和谢伟,2019)。在有关自贸区贸易效应的研究中,王鹏和郑靖宇(2017)基于反事实策略的研究表明,自贸区设立以降低加工贸易占比同时提高一般贸易占比的方式推动了进出口贸易结构转型。与之不同的是,蒋灵多等(2021)基于2007-2018年的海关数据,采用多期双重差分(DID)方法考察自贸区设立对出口的影响,发现自贸区的出口数量边际效应和扩展边际效应都显著为正,但贸易结构效应不显著。另有部分文献考察了自贸区的投资效应,认为自贸区创新政策在吸引外资方面成效显著,营商环境优化、准入限制降低、产业集聚力增强均对其发挥了正向调节作用(李蕊等,2021)。此外,还有研究考察了自贸区的扩大内需、价格平抑、国产化、产业转型效应及资源配置效率提升效应,结果大多支持自贸区

设立的积极效应(陈林和罗莉娅,2014;陈林等,2019;王明益和姚清仿,2022)。

与本文有关的另一类文献是协同创新网络研究。受知识、技术、信息等资源获取的便利性以及成员间的互补性等因素影响,协同创新网络在提高创新效率及效果、加速技术融合及缩小成员差距方面具有天然优势(Fan *et al.*, 2020; Hwang, 2021; 俞立平等, 2021),因此较多研究关注影响创新网络形成的因素。其中,企业理论认为,产品复杂性提升、研发成本增加以及生命周期缩短是促使企业间建立协同创新网络的关键因素(Song *et al.*, 2019);市场环境加速变化,新兴知识、技术跨界特性也是主体间协同创新行为的外部推动力(Dutra *et al.*, 2010)。社会网络理论认为,主体间的同质性、组织相似性,主体间存在其他社会关系,利益共享机制以及背叛者强制补偿制度在共创网络形成中发挥了重要作用(李文辉等, 2019; Janssen *et al.*, 2020; 刘慧和綦建红, 2021)。制度学派则强调政府协调、补贴及监管等措施在处理合作创新网络中“搭便车”现象的优势(Bae and Lee, 2020; 刘灿雷等, 2020)。此外,也有研究探讨节点的吸收能力和积极性、节点经济和地理维度邻近、网络开放性和子系统相关性对于协同创新网络形成与发展的作用(刘丹和闫长乐, 2013; 许倩等, 2019)。

上述代表性研究为探讨自贸区的协同创新网络效应提供了有益的启发,但现有文献仍存在如下不足:第一,现有关于自贸区政策效应的研究结论存在一定分歧,这可能与各文献采集自贸区相关数据精准性不足有关。已有研究普遍把自贸区所属的城市或省份作为研究对象,由于自贸区制度红利仅在区内实施,从而导致已有研究普遍把区外未享受制度红利的主体也纳入处理组,从而造成较大误差。第二,有关自贸区对微观主体产生创新效应的研究相对匮乏。陈林和朱卫平(2008)较早探讨了以出口退税为代表的贸易政策创新激励效应;刘秉镰和王钺(2018)则运用合成控制法考察自贸区对区域创新能力的影响,发现自贸区有助于促进上海市创新能力的提升。而Chen *et al.*(2018)发现国内自贸区的区域创新效应并未实现。但上述研究均未识别自贸区创新激励效应的作用渠道,也未从协同创新视角研究自贸区建设的绩效问题。

本文的创新主要体现在3个层面。第一,目前关于自贸区实施片区的识别大都以自贸区所在省份或城市为处理组,使用双重差分法考察其经济效应。事实上,中国绝大多数自贸区都是以片区的形式开展,实施片区面积大都不超过120平方公里^①,

^① 上海自贸区初始规划面积为28.78平方公里,后经两轮扩建增至120.72平方公里,广东、天津及福建的自贸区期初建设面积为116.20、119.90及118.04平方公里,随后设立的各自贸区也均在120平方公里之内。

即每个自贸区片区占其所在城市面积比例很低;同时考虑到自贸区片区的相关制度红利和政策优惠仅在该片区内部实施,如果以片区所在省份或城市作为处理组样本,将会假定自贸区各片区外、但同属一个城市的其他地区也能享受自贸区片区的制度红利,这与事实不符,从而导致政策评估结论存在较大误差。本文则借助各自贸片区官方规划图纸和人工收集的自贸区片区规划信息,借助地理信息系统(Geographic Information System, GIS)识别并绘制了各自贸片区的边界信息,让自贸区片区边界的识别更科学、更精确。在此基础上,应用百度地图应用程序编程接口(Application Programming Interface, API)定位创新主体地理坐标,以最优带宽范围区内的主体为处理组,区外主体为对照组,应用空间断点回归(Spatial Regression Discontinuity, SRD)方法识别自贸区片区设立对区内主体协同创新网络联结的影响,较好地克服了因自贸区片区边界认定不准确导致的估计结果偏误问题。第二,本文应用复杂网络科学分析框架,从微观主体协同创新视角考察自贸区制度创新政策的成效,丰富了已有关于自贸区制度创新效应的相关研究。第三,本文还考察了自贸区内协同创新网络演进规律及内在逻辑,发现自贸区制度创新政策在“点-线-面”3个维度共同作用于区内微观主体开展协同创新,并通过区内创新要素的快速流动和各主体协同创新能力的提升,提高了区域创新网络的运行效率,扩大了网络化规模。

三 理论机制

作为高水平对外开放的窗口和制度创新的先行示范区,中国自贸区实施了一系列制度创新举措^①,这有助于区内主体开展多种形式的创新合作。首先,自贸区的制度创新吸引了海内外优秀人才及高科技企业流向自贸区,汇集了全球高端创新要素;而创新要素在试验区内的集聚与充分流动,为区内各主体共享创新知识,实现创新联动提供了物质基础(白俊红和蒋伏心,2015)。其次,自贸区制度创新红利吸引了大量企业、高校及科研院所等各类产学研主体进驻。作为知识创造、技术创新与应用的重要载体,企业、高校及科研院所发挥了关键作用,这3类创新主体在地理空间上的集聚便于形成合力,实现在创新资源、创新环节及创新形式等层面的优势互补,更容易突破核心技术瓶颈,有助于创新成果形成、转化与应用堵点的打通,不但能弥补各主体单独开展自主创新面临的创新资源短缺和风险较高的被动局面,还便于创新

^① 限于篇幅,自贸区实施的具体制度背景详见本刊网站(www.jweonline.cn)本文附件。

成果在区内落地、应用与转化,从而为各主体开展相对流畅的创新合作提供了现实可能性。最后,各自贸区普遍注重健全社会信用体系,通过在区内施行年报、经营异常、严重违法等信息公示制度,建立起相对完善的法人、从业人员信息公示系统,增加了区内主体信用等信息的透明度与有效监督。根据Chow and Chan(2008)的研究,此类制度创新有可能降低创新主体的“逆向选择”与“道德风险”问题,为各主体增强对对方资信和财务信息的了解提供了便利,更容易找到合适的创新合作伙伴,也会在一定程度上助力区内各主体间开展合作创新。据此,我们提出本文理论假说1。

假说1:自贸区制度创新能促成区域内主体开展协同创新,进而形成协同创新网络。

在各自贸区投入建设后,均将优化行政审批效率作为制度创新的突破口之一,积极探索“一口受理、同步审批”的新型服务业态。一方面,行政审批效率的优化能大大简化创新主体的专利审批手续,降低企业的制度性交易成本,提高区内主体的创新积极性,便于企业将更多的时间和资金投入研发创新活动中(王永进和冯笑,2018;何晓斌等,2021),同时也为主体间构建早期开放式的创新生态系统提供基础和可能性(Bae and Lee,2020)。另一方面,自贸区内专利受理及审批效率的提升能有效缩短创新成果的落地周期,降低预期创新收益的不确定性,对主体创新成果形成有效的外部保护,降低微观主体开展创新的风险。对于一些单个主体难以开展且存在较大外部收益风险的创新投资项目而言,行政审批效率的提升可以降低创新成果落地滞后带来的风险,有效促成主体间达成协同创新的意愿,并使创新成果收益最大化。特别地,当各主体创新能力均较弱时,专利审批效率的提高能进一步加强他们之间开展协同创新的意愿(周开国等,2017)。

完善知识产权执法体制并充分保护创新主体的创新成果,也是自贸区深化改革的主要任务之一。知识产权保护是激励创新的重要制度保障(黎文靖等,2021),如果不能对知识产权提供有效保护,就会直接侵犯专利所有人的创新成果收益,弱化其持续创新的积极性。自贸区完善知识产权纠纷调解、维权援助、仲裁机制等方面的创新举措不仅能对创新主体的创新成果形成有效制度保障,震慑专利侵权行为,增加其他主体的侵权成本(韩剑和许亚云,2021),还能促成创新方与实际受益方之间搭建相对稳定的契约关系,保持创新主体持久的创新行为。知识产权保护的加强能实现创新知识在安全和可控的方式下交换,因此能提高知识资产可利用的潜力,便于协调产学研创新中各组织间的关系,促进产学研协同创新中的知识共享与交流(Hurmelinna-Laukkanen,2011;袁胜超,2022),从而有助于协同创新网络的形成。

根据网络科学中的密集幂分布率可知,在实际网络演化过程中,节点与边在正常

状态下一般服从超线性关系(Centola, 2010),即随着网络中节点的增加,网络会变得更加稠密。这意味着,网络体系中创新频次的增加能提高各创新主体间开展协同创新的可能性,从而有助于形成创新网络。自贸区内各创新主体专利申请次数的增加能证明自身创新实力并提升影响力,从而会吸引区内其他主体与之开展创新合作,尤其是在各主体创新水平都不高且存在创新资源互补的情形下,各主体开展协同创新的积极性会大大增加(史洁等,2022)。实际上,关于区域内主体创新与协同创新之间的关系,已有研究已经得出了比较一致的结论。Watkins *et al.* (2015)、Burg *et al.* (2014)及Isaksen(2004)研究发现,创新主体类型、资源的多样性及创新主体自身的创新实力是构成区域创新系统极为重要的因素。这就意味着,自贸区内创新主体类型越多样,创新资源越丰富,创新主体开展的创新活动越多,越有助于促成各类型主体开展各种形式的协同创新合作。而主体间联合创新也会反向刺激各创新主体加强自主创新(曹霞和宋琪,2016),在创新主体自主创新与创新网络交互促进乘数效应的作用下,自贸区的协同创新网络规模会越来越大。由此,我们提出本文理论假说2。

假说2:自贸区内行政审批效率的提高、知识产权保护的加强及网络中主体创新频率的提高均能间接促成主体间协同创新网络的形成。

四 研究设计

(一)实验设计与样本选择

1. 实验设计。考虑到协同创新数据的可获得性,本文选取2013–2019年中国设立的前5个批次共计17个自贸区(不含海南省)为研究对象^①。5个批次自贸区面积均为120平方公里左右,即各地方政府在申报自贸区过程中存在“凑够”120平方公里的现象,这使本次自然实验在某种意义上满足随机分组的基本假设。例如,在第2批自贸区申报前,广东、福建、天津上报国务院的早期方案分别规划其自贸区面积约为1300、644.2及260平方公里。国务院在与地方进行多轮沟通后,综合监管难度、产业落地及对周边地区的辐射带动等因素,相对突然地提出了120平方公里面积上限要求。各省与地市区(县)政府只能尽快通过博弈确定出具体片区的地理边界。这导致自贸片区边界及其内外主体分布具有一定随机性,从而满足了自然实验的基本条件。当然,大部分自贸区确实产生于原有的开发区、高新区及保税区,

^① 限于篇幅,自贸区设立的基本信息和相关图表可到本刊网站下载本文附件。

但最后地理空间划界的时候又存在一定的政策外生性——主要来自中央的120平方公里要求和省级政府的权衡。因此,这种相对随机的决策在一定程度上保证了断点的外生性。

2. 样本区间。为规避2008年全球金融危机引致的宏观政策调整等外源性因素的干扰,本文将样本区间设定在2010–2019年,其中2010–2012年的数据用于检验在自贸区建设前,SRD断点两侧主体协同创新水平是否存在差异;2013–2019年的数据用于自贸区制度创新政策的协同创新网络效应的因果推断。

(二) 计量模型

为考察在自贸区建立后区内外主体在协同创新层面的差异,借鉴Van Der Klaauw (2008)、Lee and Lemieux(2010)及Jia *et al.*(2021)的做法,本文构建如下空间断点回归模型:

$$coinnovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FTZ_{iz} + f(lon_{iz}, lat_{iz}) + P_{iz}\beta + \lambda_z + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $coinnovation_{it}$ 表示在第 t 年3级自贸区 z 边界两侧一定带宽范围内主体 i 的协同创新度,用以衡量片区内外主体的协同创新水平。 FTZ_{iz} 为指示变量,用于衡量创新主体与自贸区片区的相对位置,当 i 位于自贸区片区内时取1,反之为0。 $f(lon_{iz}, lat_{iz})$ 是包含经纬度的二维线性RD多项式。处理变量 FTZ_{iz} 的系数 α_1 指的是局部平均处理效应(Local Average Treatment Effect, LATE)估计量,若 α_1 的估计值显著大于0,则说明自贸区建设显著提升了区内主体的协同创新水平。

还需指出的是,片区边界两侧主体所处地理位置的空间、经济以及主体自身其他的特征同样不应存在显著差异,但这类差异现实中往往难以避免,为减轻其对LATE估计造成的潜在干扰,我们在(1)式中引入自贸区设立前与主体 i 有关的一系列协变量(P_{iz}):地理特征变量,包括海拔(*Elev*)和坡度(*Slope*),用以消除地理边界两侧固有空间位置差异对 α_1 估计值产生的影响;经济特征变量,包括经济发展水平(*EDL*)、金融便利性(*FC*)及交通便利性(*TC*),用以减轻自贸区片区选址过程中经济层面潜在非随机性因素产生的干扰;主体自身特征变量,包括创新禀赋(*IE*)和资金约束(*RZ*),用以控制边界两侧主体在知识、技术及资金方面的前定差异。此外,为确保在跨区、跨期可比条件下实现LATE的无偏估计(Keele *et al.*, 2015), (1)式还控制了3级片区固定效应(λ_z)和时间固定效应(λ_t); ε_{it} 为随机扰动项。

在估计策略的选择上,考虑到从自贸区设立到相关制度创新政策有效传导至主体进而催生协同创新网络需要时间窗,本文采取两种方法进行统计推断:其一,剔除自贸区挂牌设立当年的相关数据,将自贸区设立之前的数据用于安慰剂检验,而自贸

区设立次年及以后的数据用于自贸区的协同创新效应识别;其二,为避免同源数据的自相关现象,引入时间窗口,以控制各创新主体间过去的合作创新网络对当前协同创新的影响,选用3年滚动时间窗口期法计算协同创新度(曹霞和宋琪,2016),将样本划分为2011-2013年、2012-2014年、2013-2015年、2014-2016年、2015-2017年、2016-2018年及2017-2019年7个时间窗。在滚动时间窗口回归中,(1)式中的时间效应(λ_t)自动转变为时间窗口效应。需要说明的是,1年窗口的样本量少于3年窗口样本量,因为部分自贸区是在本文设置的3年窗口期内设立的。比如,在2014-2016年这个窗口期内共设立了3个自贸区(2015年4月,分别设立了广东、天津和福建自贸区),在2014年1年窗口期就没有这3个自贸区,而在2014-2016年3年窗口期就包含了上述3个自贸区,这就导致2014年的1年窗口期的样本量会少于2014-2016年3年窗口期的样本量。

考虑到协同创新网络中含有大量的独立创新节点,其协同创新度为0,因此本文采用泊松伪极大似然法对(1)式进行估计。LATE识别对断点回归的带宽选择相对敏感,由于缺乏广泛认同的二维断点回归最优带宽确定方式(Jia *et al.*, 2021),本文基于CCT(Calónico *et al.*, 2014)方法,以主体与自贸区片区边界线的一维直线最短距离作为分配变量,依据最小均方误差规则确定最优带宽,该方法以数据驱动方法实现了置信区间的估计,可以在一定程度上避免处理效应估计的向零偏误。在该方法的1年窗口与3年滚动窗口模型中,最优带宽的计算结果分别为0.946公里和0.982公里,因此本文选择1公里作为SRD估计的基准带宽,并在稳健分析中采用在1公里上下范围逐级更换带宽的方法检验基准估计结果对带宽选择的敏感性。

五 指标构建、数据说明与特征事实

(一)协同创新度

1. 指标构建。在复杂网络(complex network)理论框架下,创新主体可视为“节点(V_i)”,创新主体之间的协同合作关系可视为“边”,由此可构成一个协同创新链接。本文基于中国国家知识产权局专利全文文本数据库中的专利权所有人数据构建无向有权协同创新网络。由于本文侧重考察的是自贸区建设是否能够促成片区内主体协同创新及促进协同创新的机制,且主体开展协同创新的方向性问题不是关注的重点,因此我们选用无向有权协同创新网络。网络节点(V_i)指代一个具体的创新主体(即专利权所有人),当某一专利由两个及以上主体共同所有时,共同所有人之间构成一

条创新网络链路。借鉴 Wang and Hu(2020)的研究,对于无向有权协同创新网络,节点 V_i 的协同创新度可表示为:

$$C(V_i)^{IN} = C(V_i)^{OUT} = C(V_i) = \sum_{j=1}^n a_{ij}(i \neq j) \quad (2)$$

考虑在一定时间内, V_i 与 V_j 可能进行多次创新合作,因此可将协同创新矩阵中的元素 a_{ij} 替换为主体间协作创新次数 w_{ij} ,其计算方法为:

$$w_{ij} = \begin{cases} w & \text{如果 } V_i \text{ 与 } V_j \text{ 有 } w \text{ 次直接联系} \\ 0 & \text{如果 } V_i \text{ 与 } V_j \text{ 无直接联系} \end{cases} \quad (3)$$

在无向有权创新网络中,节点 V_i 的加权点度中心性(weighted degree centrality)是本文用于衡量主体合作创新水平的协同创新度指标(Wang and Hu, 2020):

$$C^w(V_i) = \sum_{j=1}^n w_{ij}(i \neq j) \quad (4)$$

其中, $C^w(V_i)$ 反映了节点 V_i 与其他节点合作的广度与强度,它是有向网络中入度与出度指标的有机融合,能较好地衡量网络主体的创新禀赋,创新资源整合与共享能力,创新知识、技术的学习、吸收、转化、传播能力以及对协同创新网络的影响力与控制力(刘丹和闫长乐, 2013; 解学梅和左蕾蕾, 2013; Sun and Liu, 2016; 许倩, 2019; Bignami *et al.*, 2020)。

2. 专利数据说明。专利分为发明、实用新型及外观设计3类,相较于实用新型和外观设计专利,发明专利的实质性创新、技术进步属性更强,能体现更高的创新质量。另外,发明专利自申请至授权过程中也会经历更复杂的审批程序以及更漫长的授权周期(张杰和郑文平, 2018; 闫昊生等, 2021; 王永进和刘卉, 2021),这种流程时滞可能导致(1)式中LATE的低估。综上所述,本文着重探讨自贸区建设对发明专利协同创新的影响机制。但考虑到专利类型的异质性,后文还就自贸区对不同类型专利的协同创新效应做了对比分析。为此,本文选取全国范围内申请日期在2010-2019年的28 309 335条专利申请数,并按照不同的专利类型构建协同创新网络,在剔除专利权所有人字段长度为3个及以下中文字符的个人专利后,最终获取发明专利申请数据9209 636条,实用新型专利申请数据11 071 784条,外观设计专利申请数据5214 251条^①。

3. 断点回归设计和特征性事实。(1)自贸区内协同创新网络中创新主体和协同创

^① 专利权所有人字段为3个及以下中文字符的专利可以确定为个人所有,而字段长度大于3个字符的个人所有专利由于在调用百度API获取经纬度数据时无法得到结果,因此予以剔除。

新关系的密集幂分布特征。图1绘制了2010-2019年在自贸区内协同创新网络演化过程中“边-节点”间的双对数关联,最左下方的空心点对应2010年的创新网络,该点向右依次对应2011-2019年的创新网络,共10个点。

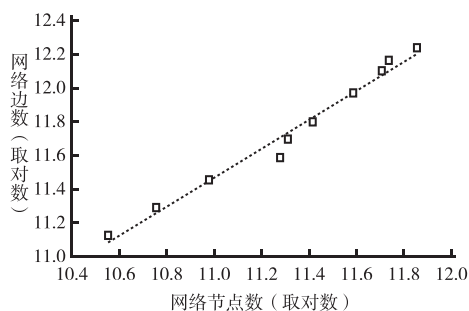


图1 创新主体(节点)与协同创新密集幂分布率检验

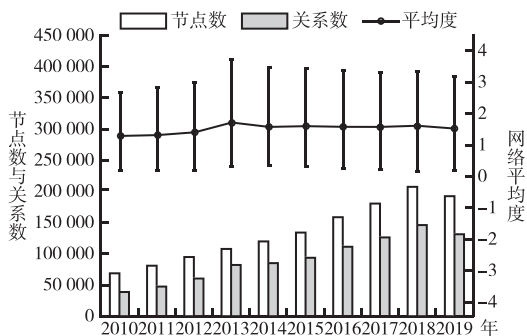


图2 2010-2019年自贸区协同创新网络的动态演化

前文机制分析指出,随着时间推移,实际网络中的边数 $E(t)$ 与节点数 $V(t)$ 一般服从超线性关系(superlinear relation): $E(t) \sim V^\gamma(t)$ ($1 < \gamma < 2$)。对此式两边取对数可得:

$$\ln E(t) = \gamma \ln V(t) + C, \quad 1 < \gamma < 2 \quad (5)$$

(5)式表明, $\ln E(t)$ 与 $\ln V(t)$ 之间的点阵关系应呈近乎线性的分布形态。图1展示的创新节点与边的关系与此较为相符;此外,本文对(5)式进行回归得出的 γ 数值为1.17,介于1-2之间。综合上述两点,协同创新网络的密集幂分布率特性得以验证。这意味着,自贸区内创新主体的增多会引起创新频次的提高,而创新频次的提高能为各创新主体间开展协同创新提供较大便利性,从而有助于结成协同创新网络。

在时间维度上,真实网络多表现出密集幂分布率特性;而在截面维度上,由于节点是自组织的,网络中往往存在“马太效应”现象(Barabási and Albert, 1999),即较少部分节点拥有较多联系,网络度较高;而绝大多数节点网络度较低,节点网络度(k)的概率 $P(k)$ 也因此多呈幂律分布,即 $P(k) = Bk^{-\theta}$, B 为常数。相应地,在双对数坐标系下可观察到 $\ln P(k)$ 与 $\ln k$ 的关系表现为一条向下倾斜的直线。本文以样本起止年份为例,绘制了自贸区协同创新网络度分布情况,其中 $\ln P(k)$ 与 $\ln k$ 间呈较为明显的负线性关系,证实了 $P(k)$ 的幂律分布特性^①。

① 限于篇幅,具体分布图可到本刊网站下载本文附件。

在验证前文构建的协同创新网络的合理性后,图2以节点数、关系数、平均度3个网络基本指标刻画了自贸区协同创新网络的动态演化情况。从网络中创新主体数目看,2019年自贸区内创新主体数目达到191 732个,比2010年增长180.74%,同期的网络关系数也增长了238.67%,创新网络整体规模不仅呈放射增加态势,内部联系也日益紧密。此外,自贸区内网络平均度总体保持在1以上^①,且长期处于扩张区间,表明自贸区创新网络在抵御外部不确定性冲击,避免因单一链路断裂导致单一节点及局部团体脱离方面的能力有所增强。

(2)关于SRD带宽内样本的构成。企业是技术创新的主体,高校与研究机构是知识创新的主体,本文依据网络创新主体类型,将其划分为产(企业)、学(高校、学院)、研(研究机构)3类,表1报告了1公里带宽内1年窗与3年滚动窗模型中关于自贸区协同创新度的描述性统计结果。从样本分布看,样本中企业占比最多,达到90%以上;其次为研究机构,占比在5%左右;高校、学院占比最低,在1年窗模型中为1.25%,3年窗模型中为0.71%。值得注意的是,自贸区内高校、学院与研究机构的协同创新度均值明显高于企业,意味着高校、学院与科研机构虽然节点数量较少,但从事协作创新活动的次数整体上高于企业节点,这一方面体现出前两者在自贸区协同创新网络中的重要地位和较强影响力,另一方面也反映出产学研创新链上、中、下游存在逐级创新带动效应。

表1 协同创新主体描述性统计

样本类型	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Panel A 1年窗					
企业(产)	5254	1.158	6.469	0	144
高校、学院(学)	61	40.361	108.584	0	505
研究机构(研)	274	2.964	7.496	0	55
整体	5692	1.666	13.505	0	505
Panel B 3年窗					
企业(产)	8159	1.604	11.060	0	311
高校、学院(学)	72	75.736	245.502	0	1381
研究机构(研)	318	5.887	16.35	0	146
整体	8743	2.365	25.675	0	1381

说明:将专利所有权字段中包含公司集团、厂等字段的创新主体归为企业;包含大学和学院字段的归为高校;包含研究院和研究所字段的归为研究机构,就可粗略计算不同类型节点的占比。存在少数节点(不足3.00%)不能依据该规则识别分类,因此产、学、研3类机构样本数的加总略低于整体样本数。

^① 网络平均度指标用于衡量网络节点的活跃程度,一般用某网络中边的数量除以节点的数量来衡量,比值越大,表明网络节点的活跃度越高。

(3)自然实验分组不受人为主观操纵的检验。政策内生性与样本自选择问题往往是导致公共政策自然实验无效的致命问题(谢谦等,2019)。因此,研究样本在断点两侧不被人为操纵是使用断点回归方法进行有效识别的前提条件之一。在自贸区设立后,可能会发生区外主体为享受政策红利主动向区内迁移的情况,若此现象过于严重,则LATE假设难以成立。巧合的是,在2014年后中国较多地区的房价经历了一轮较大幅度的上涨,此后迁移成本也相应有所上升,因此自贸区设立后主体迁移问题对SRD估计是否构成显著的不利影响需要进行进一步验证。本文借助北京大学开放数据平台提供的全国信息点(Point of Information, POI)数据^①,按照主体地理位置信息识别其相对自贸区边界的位置,以考察自贸区设立后边界两侧主体分布的情况,进而使用McCrary(2008)方法进行操纵性检验(见图3)。

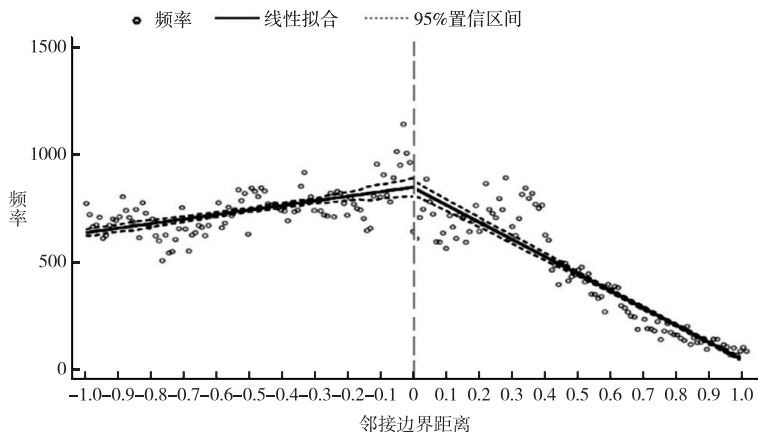


图3 不受人为主观操纵性检验

说明:纵坐标表示箱宽内频数,实线为频数对箱距中值回归的拟合线,虚线表示95%的置信区间。

从图3可知,在自贸区设立后,1公里带宽范围内断点两侧节点数量在边界处不存在明显跳跃现象,组内频数对组间距中值回归的95%拟合置信区间也存在交叠,表明并未发生明显的区外主体向区内迁移现象。为保证该结果的稳健性,本文还对样本进行了不涉及RD核函数、多项式、带宽等选择问题的分组变量分布连续性检验,检验p值为0.268,不能拒绝分组变量分布在边界两侧连续这一原假设。以上分析表明,分组变量在断点两侧保持了较好的连续性特征,人为操纵问题的可能性较低,验证了SRD估计的可行性。

^① POI数据的网址为 <https://opendata.pku.edu.cn/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.18170/DVN/WSXCNM>。

(二) 自贸区识别变量

自贸区变量 FTZ 用于识别节点 V_i 相对于自贸区的位置, 构造方法为:

$$FTZ_i = \begin{cases} 1 & \text{如果 } V_i \text{ 位于自贸区内} \\ 0 & \text{如果 } V_i \text{ 位于自贸区外} \end{cases} \quad (6)$$

本文通过3个步骤确定主体相对位置: 首先, 依据自贸区管委会公布的综合规划文件、自贸区官方网站公布的规划图纸及区域四至范围, 借助谷歌地图专业版(Google Earth Pro, GEP)绘制边界地理信息数据^①; 在各自贸区片区及周边区域内, GEP提供的遥感影像有效分辨率高于30米, 该精度下可对自贸区片区边界进行较为清晰的标注。其次, 借助百度开放平台的地理编码(API)提取专利权所有人所处地理坐标经纬度, 该数据精确度在小数点后5位(约1米), 保证了定位的精准性。最后, 由于GEP影像与百度API应用的地理坐标系不同, 前者采用WGS84坐标系, 后者采用BD09坐标系, 直接将自贸区片区边界线与主体经纬度数据匹配将导致主体相对边界距离的计算偏差。本文借助Github网站Coordtransform库^②中的坐标转换算法, 对百度API提取的数据进行空间纠偏, 最终将上述两套数据坐标系统一为WGS84(World Geodetic System, 1984)^③。

(三) 协变量

1. 地理特征。由美国国家航空航天局(NASA)等机构联合开发的ASTER GDEM V3版本数据水平精度高达30米、垂直精度高达20米, 是目前广泛使用、精度较高的民用高程数据。本文采用该数据, 借助GIS提取主体所处单元栅格的海拔, 以计算栅格坡度。

2. 经济特征。联合极轨卫星系统(JPSS)搭载的可见光和红外成像套件获取了2012年以来的月度全球夜间遥感影像, Elvidge *et al.* (2021) 对其进行了过滤日光、月光照射、过滤火灾等散杂光以及剔除云层覆盖的校正处理, 并在此基础上制作了分辨率15弧秒(arcsecond)的年度夜光栅格数据。本文使用该数据提取主体所在栅格DN(Digital Number)值, 进而通过栅格的灯光灰度值衡量其周边整体经济发展水平(EDL)。

中国银行保险监督管理委员会提供了包括商业、村镇、政策性银行、财务、金融、信托公司在内的17类机构金融许可证信息数据, 定位数据中“机构地址”字段信息,

① 由GEP导出的自贸区边界文件为kmz格式, 本文借助Arcgis将其转换为通用的shp格式文件。

② Github中Coordtransform库的网址为<https://github.com/wandergis/coordtransform>。

③ 为验证纠偏处理的有效性, 本文以天津机场片区为例绘制了自贸区片区边界及纠偏后边界内外创新主体的分布情况(详见本刊网站本文附件), 未发现纠偏后的创新主体存在错误定位至江、河、湖、海的问题, 这保证了处理变量 FTZ 构建的精确性。

可获取机构所在地经纬度。本文参考张伟俊等(2021)的方法,通过建立缓冲区方式,统计主体方圆一定范围内金融机构的数量作为金融便利性(FC)的衡量指标,综合考虑商业服务设施实际服务半径以及减少边界两侧主体缓冲区重合等因素,将缓冲半径设定为200米^①。

OpenStreetMap 数据库提供的中国范围历史路网数据始于2014年,本文选取公路交通中的高速公路、主干道,一、二、三级公路,轨道交通中的铁路、轻轨、地铁等8类主要路网线路,借助 ArcGIS 软件的领域分析(proximity analysis)工具计算主体与最近主路网间的直线距离作为交通便利性(TC)的衡量指标。

3. 主体自身特征。利用 CNIPA 中国专利数据库数据,以自贸区设立前主体的累计发明专利申请次数衡量其原有创新禀赋(IE),该数据库起始年份为1985年。采用主体是否属于上市公司的虚拟变量衡量主体的资金约束水平(RZ),若2013年之前主体已为上市公司, RZ 取值为1,否则为0,上市年份数据来自国泰安(CSMAR)数据库。

表2以1年窗模型为例,汇报了协变量的描述性统计结果。在地理特征方面,从海拔和坡度的均值看,主体所处位置整体地形较为平坦;在经济特征方面,样本节点的平均夜光值为37.16毫微瓦/平方厘米/立体弧度,200米范围的平均金融机构数为0.35家,距离主要交通路线的平均距离为161.32米;在主体自身特征方面,节点间的原始创新禀赋差异较为明显,86.96%的节点在自贸区设立前从未申请过发明专利^②,

表2 协变量描述性统计结果

变量分类	变量名称	单位	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
地理特征	海拔	米(m)	8159	13.01	8.51	0.00	85.30
	坡度	度(°)		2.72	1.97	0.00	18.35
经济特征	经济发展水平	毫微瓦/平方厘米/立体弧度	8159	37.16	17.70	6.25	133.48
	金融便利性	个		0.35	2.66	0.00	48.00
	交通便利性	米(m)		161.32	198.31	3.12	1922.39
主体特征	创新禀赋	次	8159	31.82	481.81	0.00	12 425.00
	资金约束	-		0.01	0.08	0.00	1.00
地理坐标	经度	度(°)	8159	115.79	2.03	113.45	119.48
	纬度			28.19	7.50	22.11	39.17

① 根据《城市居住区规划设计标准》(GB50180-2018),商业服务设施服务半径一般小于500米。以1年窗模型为例,样本中处于距离自贸区边界直线距离500米范围内的节点占比为44.22%,而直线距离在200米范围的节点占比为15.95%,以200米半径为标准既考虑了金融机构的实际服务范围,也能有效避免边界两侧节点缓冲区重合导致的协变量缺乏变异问题。

② 该数值是作者基于专利数据库和表2结果测算所得。

也有极少量节点在此之前的申请量已超过1万项。此外,样本中每100个节点中约有1家上市公司。

4. 协变量连续性假设检验。断点回归设计有效的另一个重要前提是在断点处其他可能影响主体协同创新的变量是连续分布的。本文绘制了文中涉及的9个协变量(海拔、坡度、经济发展水平、金融便利性、交通便利性、创新禀赋、资金约束、经度及维度)在断点两侧的线性拟合结果,其中9个协变量在断点处都保持了较好的连续性^①,这也证明了本文断点回归识别策略的有效性。

六 经验分析

(一) 基准SRD估计结果

样本遭受政策冲击持续时间长短的差异,将影响自然实验设计的外部效度与断点回归结果的信度。因此,本文基准回归将使用第2批2015年设立的3个自贸区(广东、天津、福建)进行检验。表3报告了基准二维局部线性SRD的估计结果,其中,第(1)–(3)和第(4)–(6)列分别对应1年窗和3年窗模型。在第(1)和(4)列中,FTZ的估计系数均在5%的水平上显著为正,表明当不考虑协变量影响时,在自贸区设立后,区内创新主体的协同创新度整体上显著高于区外主体,初步验证了本文假说1。

表3 基准回归结果

被解释变量 <i>coinnovation</i>	1年窗			3年窗		
	Post15 (1)	Post15 (2)	Pre15 (3)	Post15 (4)	Post15 (5)	Pre15 (6)
<i>FTZ</i>	1.085** (0.450)	1.027*** (0.315)	0.574 (0.537)	1.076** (0.495)	1.008*** (0.343)	0.590 (0.595)
多项式	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>
协变量	未控制	控制	控制	未控制	控制	控制
自贸区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.682*** (0.188)	1.567** (0.627)	0.767* (0.409)	1.092*** (0.209)	2.214*** (0.684)	1.151*** (0.393)
有效样本量	3227	3227	1887	4791	4791	2701
Pseudo R ²	0.240	0.361	0.245	0.226	0.368	0.229

说明:Post15表示2015年以后($year > 2015$),Pre15表示2015年之前($year < 2015$)。

① 限于篇幅,具体拟合结果可到本刊网站下载本文附件。

第(2)和(5)列在第(1)和(4)列基础上引入了协变量,在控制主体所处位置的地理、经济及主体自身等一系列特征的潜在差异后, α_1 的值仍显著为正且显著性明显增强,系数数值与标准误与加入协变量之前变化较小,表明协变量并未对局部处理效应产生不良干扰,同时也意味着各协变量在断点处并不存在明显跳跃。上述估计结果表明,自贸区的设立显著促进了片区内主体的协同创新,验证了本文理论假说1。

再从FTZ估计系数的大小看,表3结果表明,在1公里带宽范围内,自贸区片区内外主体的协同创新差异介于1.01-1.09之间。换言之,在自贸区设立后,自贸区内创新主体相较于区外主体平均多拥有1个以上的创新合作伙伴。这意味着,自贸区内主体在区内诸多制度红利持续释放的背景下,实现了比区外主体更多的协同创新,有助于区内主体间协同创新网络的建立。

还需指出的是,若片区内外主体的协同创新差异在自贸区设立之前已经存在,则上述结论不再成立。为此,本文将样本区间改为各自贸区设立之前,对基准方程进行安慰剂检验,结果见表3第(3)和(6)列。FTZ的估计系数不显著,说明在自贸区设立之前,断点附近节点的协同创新度并不存在系统性差异,本文基准估计结果可信。

(二)动态效应估计结果

为考察自贸区设立后区内外创新主体协同创新水平差异的动态演变过程,本文以基准回归中的2015年设立的3个自贸区为例^①,对基准模型进行逐年估计,得到自贸区建设的动态效应图(如图4所示)。从1年窗的动态效应看,在90%的置信区间上,自贸区实施当年刚好未包含0值;但在95%的置信区间上,自贸区实施前3年(2015-2017年)的置信区间都包含0值,这表明在自贸区实施前3年(包含实施当年)的协同创新效应是不显著的。我们还发现,自2018年开始,置信区间已经不再包含0值,此时区内主体的协同创新已开始显现。再从3年窗的结果看,在自贸区实施前2年(2015-2016年),95%的置信区间均包含0值,这再次表明在自贸区实施前2年内,协同创新效应不显著;从2017年开始,95%的置信区间不再包含0值,表明此时区内已出现明显的协同创新活动。

本文动态效应考察结果意味着,在自贸区设立后的2、3年内,区内政策的协同创新效应并不明显^②。由于自贸区政策革新与传导存在一定时滞性,协同创新网络联结

^① 考虑到2017年之后设立的自贸区样本时间太短,无法有效评估其动态效应,因此此处以2015年设立的广东、天津和福建自贸区为对象进行动态效应考察。

^② 本文也分别测算了基于上海自贸区或基于全样本的动态协同创新效应,所得结论类似(具体测算结果可到本刊网站下载本文附件)。

与创新成果落地也存在周期性特征,这导致在自贸区设立初期,制度创新政策的刺激效果未能直接显现;但随着自贸区建设的不断推进,相关政策逐步传导、施效,政策红利持续释放,自贸区对协同创新的促进效应渐趋明显。此外,在2015年之前的各年份,FTZ估计系数的置信区间均包含0值,表明边界两侧节点的协同创新度在自贸区设立前并不存在系统差异,这与表3第(3)和(6)列的估计结果保持了较好的一致性。

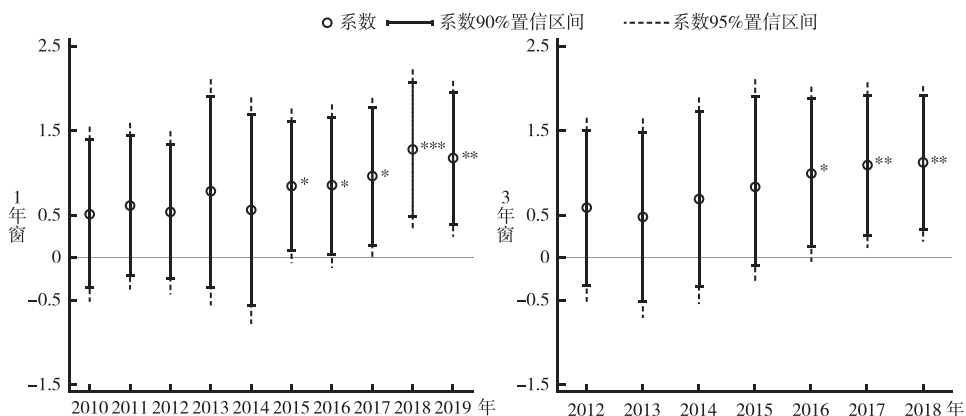


图4 自贸区建设的动态效应(以2015年设立的自贸区为例)

说明: *、**及***分别表示在10%、5%及1%水平下显著。后图同。

(三)作用机制检验

前文指出,自贸区在提高行政审批效率、完善知识产权法治体制等方面施行的具体举措可以通过激发主体创新催生主体间建立协同创新联系。为检验这类措施的有效性及其所产生创新激励效应的作用渠道,我们分别构造行政审批效率(*efficiency*)和知识产权保护水平(*protect*)变量。利用CNIPA数据库信息,以专利申请至授权所经历时间周期的倒数作为行政机构审批效率的衡量指标,时间周期越短,表明行政审批效率越高;参照吴超鹏和唐葑(2016)的思路,从知识产权保护相关法律法规的实施力度出发,以专利未被侵权率(1-专利侵权数量除以专利授权数量)衡量专利保护水平,该值越大,表明专利保护水平越高。

为进行稳健性检验和机制分析,下文使用包括2013–2019年设立的所有自贸区(海南自贸区除外)进行回归。值得说明的是,由于2019年的第5批自贸区设立时间过短,这在一定程度上会影响机制检验结果的显著性。表4第(1)和(2)列汇报了基于行政审批效率的机制检验结果。其中,第(1)列以行政审批效率为被解释变量,自贸区回归系数显著为正,表明自贸区片区内比区外具有更高的行政审批效率。结合前文的理论分

析可知,优化行政审批过程并切实提高行政审批效率是中国各自贸区实施制度创新的重要着力点和突破点,这一点得到了验证。第(2)列以协同创新度作为被解释变量,自贸区与行政审批效率的交互项($FTZ \times efficiency$)系数显著为正,表明自贸区内关于主体入园、专利申请及投资等诸多层面的行政审批效率提高,能显著提高区内各主体间开展协同创新的次数。本文认为,行政审批效率的提高能降低创新成果落地滞后带来的风险,因此会刺激区内主体间就一些资金投入较大、风险较高、经营时间较长且具有广阔发展前景的创新投资项目加强合作,从而助力协同创新网络的形成(周开国等,2017)。

表4 机制考察结果

被解释变量 <i>coinnovation</i>	行政审批效率		专利保护水平		节点创新频率	
	(1) <i>efficiency</i>	(2) <i>coinnovation</i>	(3) <i>protect</i>	(4) <i>coinnovation</i>	(5) <i>frequency</i>	(6) <i>coinnovation</i>
<i>FTZ</i>	0.030* (0.017)	0.898** (0.381)	0.021* (0.007)	0.422** (0.206)	0.666*** (0.241)	0.576* (0.305)
<i>FTZ \times efficiency</i>		0.358** (0.170)				
<i>FTZ \times protect</i>				0.466*** (0.094)		
<i>FTZ \times frequency</i>						0.001*** (0.000)
多项式	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>
协变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.068*** (0.035)	-1.434*** (0.527)	0.301*** (0.015)	1.722*** (0.304)	2.954*** (0.406)	1.277** (0.543)
有效样本量	6323	6237	5444	5444	3225	3225

说明:所有回归都控制了自贸区 and 年份固定效应。后表同。

表4第(3)和(4)列是基于专利保护水平的机制检验结果。其中,第(3)列以专利保护水平为被解释变量,自贸区的系数显著为正,表明相较于区外主体,自贸区内具有更高的专利保护水平,与前文理论分析一致。第(4)列以协同创新度为被解释变量,自贸区与专利保护水平的交互项系数显著为正,表明自贸区内通过加强对专利的保护力度,提高了区内主体进行创新合作的频率。结合前文的理论分析,知识产权保护的加强可以让区内主体间的知识交换在安全、可控的方式下进行,因而可以充分挖掘各创新主体知识资产可利用的潜力,促进各创新主体间的知识共享与交流,刺激区内各主体达成协同创新意愿(Hagedoorn and Zobel,2015)。

表4第(5)和(6)列是基于节点创新频率的机制检验结果。其中,第(5)列以节点

创新频率(*frequency*)为被解释变量,自贸区系数显著为正,表明在自贸区设立后,区内各主体的创新频率明显高于区外临近主体,即区内实现了比区外主体更多次数的自主创新活动。第(6)列以协同创新度作为被解释变量,自贸区与节点创新频率的交互项系数显著为正,表明节点创新频率的增加能显著加强区内各主体间开展协同创新活动。对此,本文给出的解释是,区域内主体创新频率越高,主体类型越丰富,越有助于单个主体找到合适的创新合作伙伴进行协同创新,发挥各自创新资源优势,进而有助于解决单个主体难以克服的创新难题(Watkins *et al.*, 2015)。

综上所述,自贸区内行政审批效率、专利保护水平以及网络中主体创新频率的提高均能间接促成主体间形成协同创新网络,即证明了本文理论假说2。

(四)协同创新网络演进分析

前文分析表明,在自贸区设立后,区内主体开展协同创新次数有显著增加,那么由此达成的协同创新网络又是如何演进的?是局部突变还是整体转换的结果,其作用机制又是什么?图5绘制了2015-2019年区内主体与其一阶近邻创新合作伙伴之间的局部网络联结状况^①,图中直观展现了自贸区设立后区内协同创新网络的演化进程,由此容易得到协同创新网络演化的特征:一是创新网络中的主体联结数量明显增加,由2015年的60个增加至2019年的82个,网络中涌现出更多协同创新节点,预示着更多主体参与了协同创新;二是在局部创新节点之间的联结开始呈环状和星状态

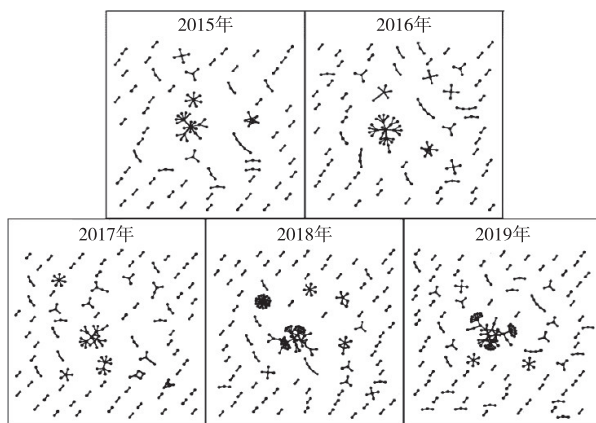


图5 自贸区创新主体一阶近邻创新伙伴网络演进

说明:作者采用 Python 平台的 pygraphviz 包绘制。

^① 网络环境下的“一阶近邻关系”是指两个有边相连的顶点之间的关系,此处指自贸区内可以直接建立协同创新关系的两个主体间的关系。

势,主体间协同创新的网络化趋势开始显现;三是随着时间的推移,创新网络中的局部协同创新规模逐渐扩大,子网络复杂度提升,少部分主体在创新网络中的地位得到了强化。从整体看,自贸区制度创新从点-线-面3个维度促进区内微观主体开展协同创新,并推动了协同创新向复杂网络化方向发展。

表5从网络联系与节点进入退出视角考察了协同创新网络的演进机制。先将创新网络度划分为增量联系、存量联系、退出联系3类,依次表示在自贸区设立后新演化出的协同创新关系、设立前存在的合作创新关系以及设立后消失的合作创新关系。再将网络节点划分为增量节点、存量节点、退出节点3类,分别代表自贸区设立前没有专利申请而在设立后才有专利申请的主体、设立前已有专利申请且在设立后仍持续进行专利申请的主体、设立前已有专利申请但设立后放弃专利申请的主体。

表5第(1)-(3)列的估计结果表明,在自贸区设立后,区内主体新增创新合作关系数量显著大于区外主体创新,区内主体基于既有网络的再次合作次数也大于区外主体,前期就存在的创新合作关系在自贸区设立后的协同创新次数显著减少。这可能意味着,在自贸区设立后,区内主体开始尝试在跨学科、跨领域开展协同创新,并在一定程度上“挤占”了主体原有的创新合作空间,协同创新主体结构得到了优化。表5第(4)-(6)列的估计结果显示,在自贸区设立后,区内存量节点的协同创新次数显著高于区外存量节点,但区内增量节点与退出节点的协同创新次数与区外均无显著性差异,表明自贸区设立在整体上对区域内原有协同创新格局的改变并不十分明显,而是显著加快了原有协同创新网络规模的扩大,这与图4结果保持一致,本文认为这可能与样本考察期较短有一定关系。

表5 创新网络动静态分析

被解释变量 <i>coinnovation</i>	增量联系 (1)	存量联系 (2)	退出联系 (3)	增量节点 (4)	存量节点 (5)	退出节点 (6)
Panel A 1年窗						
<i>FTZ</i>	1.133*** (0.330)	0.794* (0.418)	1.066** (0.459)	0.462 (0.465)	1.198*** (0.398)	0.382 (0.297)
有效样本量	3227	3106	1887	2032	925	802
Panel B 3年窗						
<i>FTZ</i>	1.021*** (0.356)	1.012** (0.416)	1.302** (0.616)	-0.156 (0.269)	1.030*** (0.384)	0.139 (0.404)
有效样本量	4791	4791	2701	2236	1622	789
多项式	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>	<i>linear</i>
协变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(五)稳健性检验^①

1. 带宽敏感性检验。在断点回归设计中,带宽的选择是保证估计精确性与减少内生性二者权衡的结果,带宽过小可能面临观测样本不足、估计方差增大、外部有效性不足等问题(Schochet *et al.*, 2010);而带宽过大会存在样本随机性难以满足、潜在遗漏因素增多等问题。Imbens and Kalyanaraman(2012)建议采用区间检验的方式验证RD估计的稳健性。鉴于此,本文以基准带宽1公里为基础,以0.1公里为间隔设置逐级带宽估计的基准方程。结果表明,不管是在1年窗模型还是在3年滚动窗模型下,在0.7–1.3公里带宽范围内,不同带宽设定下的估计系数大小差别较小,且在各带宽下均通过了10%的显著性检验,这表明本文基本结论对带宽反映并不敏感,研究结论稳健。

2. 控制个体固定效应。考虑到除自贸区自身的政策刺激效应外,还可能存在片区边界两侧主体自发建立的协同创新联系,如果不控制这些自贸区政策之外的其他潜在因素,可能会高估自贸区的协同创新效应。鉴于此,本文在基准回归基础上进行如下处理:先剔除带宽范围内自贸区片区边界内外两侧主体之间建立的协同创新联系,以切断自贸区片区内创新政策通过区内主体向区外主体传导的路径,弱化空间溢出效应的影响。再剔除带宽范围内片区边界内部各主体及片区外部各主体间的自发联系,以排除历史和地理等因素形成的局部合作创新行为对自贸区政策冲击效应的干扰。结果表明,在控制上述两种情形的个体固定效应后,FTZ的系数仍均显著为正,表明在控制非自贸区导致的主体连接后,本文结论依旧稳健。

3. 包含2013–2019年设立的所有自贸区样本。前文的基准回归结果是以2015年设立的自贸区为对象的断点回归结果。为使本文的核心结论在各自贸区具有普适性,此处考虑以本文考察期内所有自贸区(海南自贸区除外)为对象重新进行断点回归估计。结果表明,在包含本文样本考察期内所有自贸区后,FTZ的系数仍均显著为正,但显著性有一定程度下降,意味着在包含设立较晚的自贸区对估计结果的干扰后,本文结论依然成立。

4. 断点非参数估计。前文基于断点回归的估计依赖于泊松分布假定,为避免模型设定误差的影响,此处使用非参数方法重新对(1)式进行估计。我们发现,在控制协变量、自贸区固定效应及年份固定效应后,FTZ的估计系数均显著为正,且在不同的带宽设定下系数数值变化较小,表明使用非参数估计仍能得到比较稳健的研究结

^① 限于篇幅,稳健性检验部分的相关图表可到本刊网站下载本文附件。

论。值得注意的是,非参数回归结果的估计数值相较于基准回归结果有所增大,这可能意味着前文基于泊松分布的参数回归方法在一定程度上低估了自贸区对区内主体协同创新的促进作用。

5. 采用局部多项式回归。前文是在局部线性假设条件下进行的经验分析,考虑到线性假设可能会使断点两侧的回归系数出现偏误,此处采用非线性拟合方法(即使用局部多项式断点回归法)重新估计。对于多项式阶数的选择,本文参照赤池信息准则(Akaike Information Criterion, AIC)和贝叶斯信息准则(Bayesian Information Criterion, BIC),选择不同阶数中AIC或BIC更小的值,最终将多项式阶数定为二阶。结果发现,不管是在1年窗还是在3年滚动窗情形下,自贸区设立后的 FTZ 系数均显著为正,且各系数估计值差别不大,说明不管采用非线性假设还是线性假设进行估计,均不会改变本文核心结论。

6. 边界偏移检验。如前文所述,自贸区政策实际施行范围与前期规划范围可能存在细微的“实际-预设”偏差,自贸区片区边界确定过程中也可能存在一定程度的绘制偏差。此外,尽管前文的基准模型通过控制协变量缓解了可观测的前定因素造成的干扰,但仍可能存在导致LATE估计有偏的不可观测因素。为验证本文基准结论在上述情形下的稳健性,此处将实际自贸区片区边界分别向区内侧和外侧人工移动1公里以构建虚拟边界,在偏移距离与带宽距离相同情况下,内移边界两侧主体均为实际处理组样本,外移边界两侧主体均为实际对照组样本。若上述问题处于可接受范围内,则虚拟边界两侧节点的协同创新度不应存在系统性差异。

图6a分别汇报了1年窗与3年滚动窗情形下的检验结果,从左到右依次对应片区边界外移1公里、不偏移、片区边界内移1公里对应的回归系数与置信区间。容易发现,不管是边界外移1公里还是内移1公里,在95%的置信区间内估计系数均包含0值,表明无论在内移还是外移情况下,虚拟边界两侧创新主体的协同创新度在整体上都保持相对均衡,并不存在系统性差异,意味着前文的基准估计结果并未因上述潜在问题而改变。

7. 随机分组检验。为检验处理组与对照组划分的无偏性和基准估计结果的非随机性,借鉴Dell and Querubin(2018)的方法,我们将1公里带宽内节点所属组别随机均匀划分后重新估计基准方程,以观察真实估计结果与随机结果之间的差异。图6b绘制了随机分组1000次对应的LATE估计结果分布情况。结果显示,实际值(虚线处)位于远离分布的右尾端;在数值方面,1年窗与3年窗模型中系数分布的95%水平置信区间分别为 $[-0.566, 0.581]$ 和 $[-0.597, 0.582]$,而实际估计值1.092和1.112均落

于相应区间外。此外,1年窗样本估计系数的平均值为-0.015,标准差为0.315;3年窗样本估计系数的平均值为-0.005,标准差为0.348,估计系数的平均值均非常接近0值,且标准差较小。综上所述,自贸区建设推动了区内主体协同创新网络的形成,并非其他偶然因素导致。

8. 多期双重差分法。为进一步验证本文使用断点回归方法识别自贸区协同创新效应的有效性,此处考虑各自贸区设立时间的不同步性,使用多期双重差分法重新进行回归。结果表明,不管是1年窗还是3年窗情形,FTZ系数均至少在10%的水平上显著为正,再次验证了本文的基本结论。实施双重差分法检验的重要前提是满足处理组与对照组在政策实施前的平行趋势假定。本文平行趋势检验结果显示,在横轴0值左侧(即自贸区设立之前)的参数估计置信区间包含0值,且系数基本在0附近,表明对照组与处理组在自贸区设立之前不存在发展趋势的差异,满足平行趋势假设。

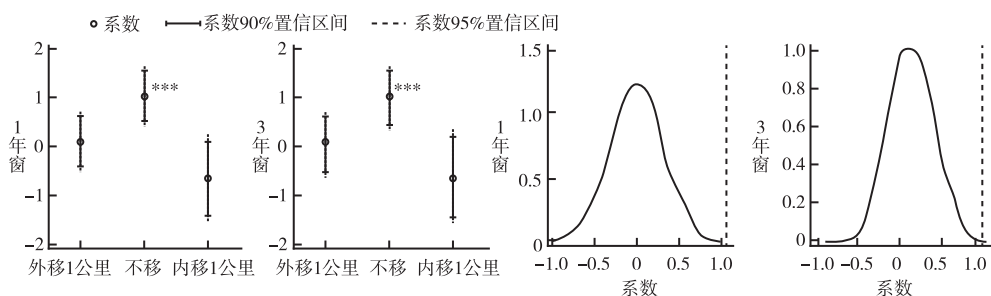


图6a 边界偏移检验(边界两侧各1公里)

图6b 随机分组检验

说明:在图6a两个检验中,从左至右依次分别为外移、不移、内移真实边界的估计结果;图6b纵轴为频率,虚线对应实际分组的估计结果。

七 拓展性分析

(一)网络异质性分析

1. 网络关系主体异质性^①。建立以企业为主体、产学研深度融合的协同创新体系是完善科技创新体制过程中的重要环节。下面从网络异质性角度,将主体创新合作关系划分为企业-企业、企业-高校、企业-研究院及高校-研究院4类,旨在考察自贸区建设对区内主体开展协同创新的影响异质性。检验结果表明,自贸区对各种形式

^① 限于篇幅,所有拓展性分析部分涉及的相关回归结果和图表均可到本刊网站下载本文附件,后同。

的主体协同创新均能产生显著促进作用,间接验证了产学研环节不存在明显的堵塞问题。进一步地,本文使用邹检验(Chow Test)比较了自贸区对不同主体开展协同创新的影响差异。结果表明,相较于企业-企业形式的协同创新,自贸区对企业-研究院形式的协同创新促进效果更大,而自贸区对企业-高校形式的协同创新促进效果明显大于其对企业-研究院形式的协同创新,自贸区对企业-研究院形式的协同创新促进效果又明显大于其对高校-研究院形式的协同创新促进作用。总体而言,自贸区对企业-高校和企业-研究院形式的协同创新促进效果较为理想,而对高校-研究院和企业-企业形式的协同创新促进效果较弱。本文认为这可能跟企业、高校、研究院这3类创新主体之间存在创新互补优势有关(Watkins *et al.*, 2015;程跃和王维梦, 2022),换言之,企业在技术应用层面能够了解并把握技术创新的前沿,而高校与研究院在原创性和理论性研究领域具有更大优势,自贸区内的制度创新为上述各类创新主体开展协同创新提供了便利条件;而高校与研究院同属于理论和知识创新机构,彼此间可能存在一定程度的竞争关系,这种情形下自贸区对上述两类主体协同创新的促进效应会较弱。

2. 区域异质性。为考察自贸区对协同创新是否存在区域差异,我们将各自贸区按设立地区划分为东部、中部、西部3部分,然后分别对各地区的分样本进行考察。回归结果表明,自贸区的协同创新效应在中国东部和中部地区显著成立,且在中部地区的协同创新效应更大,而在西部地区则不成立。可能的原因在于,中国东部地区属于经济发达地区,国家对发达地区实施的创新促进政策相对较多,在多种创新激励政策下,自贸区政策对协同创新的边际贡献可能有限(殷华和高维和, 2017)。中部地区经济发展水平虽不如东部地区,但发展潜力巨大,国家对微观主体的创新促进政策相对较少,此时自贸区制度红利的边际贡献会较大。而西部地区由于基础设施和经济发展水平相对落后,各微观主体的创新意识和动力均不足,自贸区的制度红利可能在短期内无法促使各微观主体达成有效的协同创新关系。此外,本文还把样本区分为沿海和内陆两部分,也得到了类似结论。

3. 专利类型异质性。我们先把企业专利类型划分为发明、实用新型及外观设计3种,然后分别考察了每种专利类型下自贸区的协同创新效应。回归结果显示,不管在哪种专利类型下,自贸区的系数均显著为正。进一步地,本文基于Chow Test的组间系数差异检验结果表明,相较于实用新型和外观设计专利,自贸区的协同创新效应在发明专利情形下表现得更为突出。这意味着在自贸区内实施高效的行政审批效率、较为完备的信用体系等制度创新对基于核心技术研发层面的创新合作刺激效果最

大。而实用新型和外观设计涉及的技术创新较低,专利申请相对容易,此时创新主体对自贸区内制度创新的反应敏感度也就相对较低,各主体间开展创新合作的动力相对较小(Burg *et al.*, 2014)。

(二)子网络流通性与带动效应

在自贸区设立后,区内创新主体是否便利了其合作子网中知识、技术等要素的流通,发挥了示范带动效应? 本文从系统传播动力学角度,借鉴 Watts and Strogatz (1998)的研究,使用聚类系数衡量协同创新网络中的信息传递流畅度,构造了无向有权创新网络中节点 V 的局部聚类系数(Local Cluster Coefficient, LCC_V):

$$LCC_V = \frac{2T(V)}{k(V)[k(V) - 1]} \quad (7)$$

其中, $T(V)$ 表示以 V 为顶点的网络三角形数目; $k(V)$ 为节点 V 的协同创新度; LCC_V 指与节点 V 相连的节点间实际存在的联系数与这些节点间潜在最大联系数的比值。聚类程度越高,表明各主体之间的协同创新关系越密切,知识和信息等要素在网络中的传递会越流畅,从而使得创新网络运行越有效率(Centola, 2010)。

节点平均最近邻居度(Average Nearest Neighbor Degree, $ANND$)可以衡量创新主体创新合作对象的整体平均协同创新水平,反映自贸区内主体对所处局部创新网络的带动能力,其计算公式为:

$$ANND_V = \frac{1}{N(V)} \sum_{J \in V(V)} k(J) \quad (8)$$

其中, $N(V)$ 表示节点 V 的协同创新伙伴数, $k(J)$ 表示节点 V 的合作伙伴 J 的协同创新度。

自贸区设立导致的片区边界两侧节点协同创新密集度的差异回归结果显示,自贸区系数显著为正,表明在自贸区设立后,相较于区外而言,自贸区内的知识和技术等要素在创新网络中的流动更加通畅,各主体间的协同程度更高。而自贸区设立对节点平均最近邻居协同创新度的影响差异检验结果显示,自贸区系数为正但显著性不高,表明自贸区设立使部分主体对局部创新网络的推进存在一定程度的带动能力。

上述回归结果意味着,自贸区制度创新通过加快协同创新网络内部知识和信息等创新资源在各主体间的流动性,提高了各创新主体的协同效率,而部分主体在局部网络中的带动能力也在一定程度上改善了局部创新网络的运行效率,从而推动自贸区协同创新网络的不断演进。

八 主要结论与政策含义

自贸区的设立能否提高区内主体的协同创新能力,能否促进创新网络的形成,其影响机制又是什么?在自贸区设立后,区内创新主体是否便利了其合作子网中知识、技术等要素的流通,发挥了示范带动效应?为解答上述问题,本文首先人工收集前5批17个自贸区的地理空间信息,借助全球卫星定位系统识别并绘制了园区地理边界,然后利用2010-2019年国家知识产权局发明专利申请数据和市场主体经纬度坐标等数据,运用空间断点回归进行研究。结果发现,自贸区设立显著提升了区内主体协同创新水平,经过一系列稳健性分析后该结论依然成立;提升行政审批效率、完善知识产权体制及增加创新频率是自贸区产生协同创新效应的重要渠道;自贸区制度创新从“点-线-面”3个维度促成协同创新的网络化,其设立加快了创新要素在区内各主体间的流动,提升了各主体的协同能力和区域创新网络的运行效率。

随着《国务院关于做好自由贸易试验区第六批改革试点经验复制推广工作的通知》(国函[2020]96号)等政策的出台,自贸区的制度创新不断被应用在其他地区。在全面推动全国各地高水平对外开放和创新驱动发展之余,自贸区内部拥有的独有政策、制度倾斜也越来越少。以广东为例,随着深圳前海、广州南沙、珠海横琴等地的更高规格、更高标准区域重大战略的出台,自贸区政策的法律位阶似乎在逐渐下降。本文的政策含义在于:自党的十八届三中全会以来,自贸区战略既能聚焦于高水平的投资开放和贸易开放,又刺激了本地的创新驱动发展,是一次典型的具有多种制度红利的顶层设计。因此,中国在“十四五”时期有必要继续坚持自贸区战略,加快在全国各地遴选更多自贸区试点地,将以点带面的自贸区改革范式带给后发地区,这是加快推进自贸区建设和实施自贸区提升战略的必由之路,甚至是推进中国式现代化与共同富裕的重要途径。

参考文献:

- 白俊红、蒋伏心(2015):《协同创新、空间关联与区域创新绩效》,《经济研究》第7期。
- 曹霞、宋琪(2016):《产学研合作网络中企业关系势能与自主创新绩效——基于地理边界拓展的调节作用》,《科学学研究》第7期。
- 陈林、罗莉娅(2014):《中国外资进入壁垒的政策效应研究——兼议上海自由贸易区改革的政策红利》,《经济研究》第4期。
- 陈林、肖倩冰、邹经韬(2019):《中国自由贸易试验区建设的政策红利》,《经济学家》第12期。

- 陈林、朱卫平(2008):《出口退税和创新补贴政策效应研究》,《经济研究》第11期。
- 韩剑、许亚云(2021):《知识产权保护与利用外资》,《经济管理》第4期。
- 何晓斌、柳建坤、张云亮(2021):《行政审批制度改革与企业创新投入》,《科研管理》第7期。
- 蒋灵多、陆毅、张国峰(2021):《自由贸易试验区建设与中国出口行为》,《中国工业经济》第8期。
- 黎文靖、彭远怀、谭有超(2021):《知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁》,《经济研究》第5期。
- 李蕊、敖译雯、李智轩(2021):《自由贸易区设立对外商直接投资影响的准自然实验研究》,《世界经济研究》第8期。
- 李文辉、李青霞、丘芷君(2019):《基于专利计量的粤港澳大湾区协同技术创新演化研究》,《统计研究》第8期。
- 李子联、刘丹(2021):《中国自由贸易试验区建设的“质量效应”研究》,《经济学家》第9期。
- 刘秉镰、王钺(2018):《自贸区对区域创新能力的影响效应研究——来自上海自由贸易试验区准实验的证据》,《经济与管理研究》第9期。
- 刘灿雷、王若兰、王永进(2020):《国企监管模式改革的创新驱动效应》,《世界经济》第11期。
- 刘丹、闫长乐(2013):《协同创新网络结构与机理研究》,《管理世界》第12期。
- 刘慧、綦建红(2021):《FTA网络的企业创新效应:从被动嵌入到主动利用》,《世界经济》第3期。
- 史洁、俞立平、杜维、玄黎娜(2022):《高技术企业协同创新与突击创新互动机制研究》,《中国科技论坛》第6期。
- 王爱俭、方云龙、于博(2020):《中国自由贸易试验区建设与区域经济增长:传导路径与动力机制比较》,《财经研究》第8期。
- 王明益、姚清仿(2022):《自由贸易试验区建设如何影响城市资源配置效率》,《国际贸易问题》,第6期。
- 王鹏、郑靖宇(2017):《自由贸易试验区的设立如何影响贸易方式转型——基于广东自由贸易试验区的实证研究》,《国际贸易问题》第6期。
- 王永进、冯笑(2018):《行政审批制度改革与企业创新》,《中国工业经济》第2期。
- 王永进、刘卉(2021):《企业专利申请、出口与生产率动态》,《世界经济》第6期。
- 吴超鹏、唐葳(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。
- 武剑、谢伟(2019):《中国自由贸易试验区政策的经济效应评估——基于HCW法对上海、广东、福建和天津自由贸易试验区的比较分析》,《经济学家》第8期。
- 谢谦、薛仙玲、付明卫(2019):《断点回归设计方法应用的研究综述》,《经济与管理评论》第2期。
- 解学梅、左蕾蕾(2013):《企业协同创新网络特征与创新绩效:基于知识吸收能力的中介效应研究》,《南开管理评论》第3期。
- 许倩(2019):《“纵向交叉”型创新网络中新兴技术企业知识协同演化的仿真研究》,《经济地理》第2期。
- 闫昊生、孙久文、蒋治(2021):《创新型城市、所有制差异与企业创新:基于目标考核视角》,《世界经济》第11期。
- 殷华、高维和(2017):《自由贸易试验区产生了“制度红利”效应吗?——来自上海自贸区的证据》,《财经研

究》第2期。

俞立平、王冰、陈钰芬(2021):《协同创新对企业创新差距的影响机制——以高技术产业为例》,《地理科学》第8期。

袁胜超(2022):《数字化驱动了产学研协同创新吗——兼论知识产权保护与企业吸收能力的调节效应》,《科学学与科学技术管理》第8期。

张杰、郑文平(2018):《创新追赶战略抑制了中国专利质量么?》,《经济研究》第5期。

张伟俊、袁凯彬、李万利(2021):《商业银行网点扩张如何影响企业创新:理论与经验证据》,《世界经济》第6期。

周开国、卢允之、杨海生(2017):《融资约束、创新能力与企业协同创新》,《经济研究》第7期。

Bae, S. J. and Lee, H. "The Role of Government in Fostering Collaborative R&D Projects: Empirical Evidence from South Korea." *Technological Forecasting and Social Change*, 2020, 151(3), pp. 119-826.

Barabási, A.L. and Albert, R. "Emergence of Scaling in Random Networks." *Science*, 1999, 286, pp. 509-512.

Bignami, F.; Mattsson, P. and Hoekman, J. "The Importance of Geographical Distance to Different Types of R&D Collaboration in the Pharmaceutical Industry." *Industry and Innovation*, 2020, 27(5), pp. 513-537.

Burg, E.V.; Berends, H. and Raaije, M.V. "Framing and Inter-organizational Knowledge Transfer: A Process Study of Collaborative Innovation in the Aircraft Industry." *Journal of Management Studies*, 2014, 51(3), pp. 349-378.

Calonico, S.; Cattaneo, M. D. and Titiunik, R. "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression Discontinuity Designs." *Econometrica*, 2014, 82(6), pp. 2295-2326.

Centola, D. "The Spread of Behavior in an Online Social Network Experiment." *Science*, 2010, 329(5996), pp. 1194-1197.

Chen, J.; Zheng, W.; Zhang F.; Park, N. and Zhao, J. "Evaluation and Comparison of the Development Performances of Typical Free Trade Port Zones in China." *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2018, 118, pp. 506-526.

Chow, W. S. and Chan, L. S. "Social Network, Social Trust and Shared Goals in Organizational Knowledge Sharing." *Information & Management*, 2008, 45(7), pp. 458-465.

Dutra, M.; Ghodous, P.; Kuhn, O. and Tri, N.M. "A Generic and Synchronous Ontology-Based Architecture for Collaborative Design." *Concurrent Engineering*, 2010, 18(1), pp. 65-74.

Elvidge, C. D.; Zhizhin, M.; and Ghosh, T., Hsu, F.C. and Taneja, J. "Annual Time Series of Global Viirs Nighttime Lights Derived from Monthly Averages: 2012 to 2019." *Remote Sensing*, 2021, 13(5), pp. 922. Doi: 10.3390/rs13050922.

Fan, F.; Lian, H. and Wang, S. "Can Regional Collaborative Innovation Improve Innovation Efficiency? An Empirical Study of Chinese Cities." *Growth and Change*, 2020, 51(1), pp. 440-463.

Freeman, C. "Networks of Innovators: A Synthesis of Research Issues." *Research Policy*, 1991, 20(5), pp.499-514.

Hagedoorn, J. and Zobel, A.K. "The Role of Contracts and Intellectual Property Rights in Open Innovation."

Technology Analysis & Strategic Management, 2015, 27(9), pp. 1050–1067.

Hwang, I. “Evolution of the Collaborative Innovation Network in the Korean ICT Industry: A Patent—Based Analysis.” *Technology Analysis & Strategic Management*, 2021, pp. 1–16.

Hurmelinna-Laukkanen, P. “Enabling Collaborative Innovation—Knowledge Protection for Knowledge Sharing.” *European Journal of Innovation Management*, 2011, 14(3), pp. 303–321.

Imai, K. and Baba, Y. “Systemic Innovation and Cross-Border Networks: Transcending Markets and Hierarchies.” *OECD Conference on Science, Technology and Economic Growth*, Paris: OECD, 1989, pp. 389–405.

Isaksen, A. “Knowledge-Based Clusters and Urban Location: The Clustering of Software Consultancy in Oslo.” *Urban Study*, 2004, 41(5), pp. 1157–1174.

Janssen, M. J.; Bogers, M. and Wanzenböck, I. “Do Systemic Innovation Intermediaries Broaden Horizons? A Proximity Perspective on R&D Partnership Formation.” *Industry and Innovation*, 2020, 27(6), pp. 605–629.

Jia, J.; Liang, X. and Ma, G. “Political Hierarchy and Regional Economic Development: Evidence from a Spatial Discontinuity in China.” *Journal of Public Economics*, 2021, 194, pp. 1–24.

Keele, L.; Titiunik, R. and Zubizarreta, J. R. “Enhancing a Geographic Regression Discontinuity Design through Matching to Estimate the Effect of Ballot Initiatives on Voter Turnout.” *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 2015, 178(1), pp. 223–239.

Lee, D.S. and Lemieux, T. “Regression Discontinuity Designs in Economics.” *Journal of Economic Literature*, 2010, 48, pp. 281–355.

McCrary, J. “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test.” *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2), pp. 698–714.

Miyagiwa, K. F. “A Reconsideration of the Welfare Economics of a Free-Trade Zone.” *Journal of International Economics*, 1986, 21(3–4), pp. 337–350.

Sargent, J. and Matthews, L. “China versus Mexico in the Global EPZ Industry: Maquiladoras, FDI Quality, and Plant Mortality.” *World Development*, 2009, 37(6), pp. 1069–1082.

Schochet, P.; Cook T. and Deke, J.; Imbense, G.; Lockwood, J.R.; Porter, J. and Smith, J. *Standards for Regression Discontinuity Designs*. Washington :What Works Clearinghouse, 2010, pp. 2–7.

Song, M.; Wang, J.; Wang, S. and Zhao, D. “Knowledge Accumulation, Development Potential and Efficiency Evaluation: An Example Using the Hainan Free Trade Zone.” *Journal of Knowledge Management*, 2019, 23, pp. 1673–1690.

Sun, Y. and Liu, K. “Proximity Effect, Preferential Attachment and Path Dependence in Inter-Regional Network: A Case of China’s Technology Transaction.” *Scientometrics*, 2016, 108(1), pp. 201–220.

Van Der Klaauw, W. “Regression-Discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics.” *LABOUR*, 2008, 22(2), pp. 219–245.

Wang, C. and Hu, Q. “Knowledge Sharing in Supply Chain Networks: Effects of Collaborative Innovation Activities and Capability on Innovation Performance.” *Technovation*, 2020, 94, pp. 94–95.

Watkins, A.; Papaioannou, T.; Mugwagwa, J. and Kale, D. “National Innovation Systems and the Intermediary

Role of Industry Associations in Building Institutional Capacities for Innovation in Developing Countries: A Critical Review of the Literature.” *Research Policy*, 2015, 44 (8), pp. 1407–1418.

Watts, D. J. and Strogatz, S. H. “Collective Dynamics of ‘Small-World’ Networks.” *Nature*, 1998, 393, pp. 440–442.

Young, L. and Miyagiwa, K. F. “Unemployment and the Formation of Duty-Free Zones.” *Journal of Development Economics*, 1987, 26(2), pp. 397–405.

Collaborative Innovation Network Effect of Pilot Free Trade Zones: A Study Based on Spatial Regression Discontinuity and Geographical Identification

Wang Mingyi; Chen Lin; Zhang Zhongyi; Yao Qingfang

Abstract: Pilot free trade zones (PFTZs) are an important part of China’s high-level opening-up and innovation-driven development strategy. Hence, experts wonder whether the establishment of pilot free trade zones can improve the collaborative innovation capacity of market players in the zones and form a collaborative innovation network. After manually collecting geospatial information from PFTZs, this paper uses the global positioning system (GPS) to identify and map the geographical boundaries of parks, matching patent data with longitude and latitude coordinates of market entities from 2010 to 2019, and using the spatial regression discontinuity design to investigate the collaborative innovation network effect of the PFTZ strategy. The results indicate that the establishment of PFTZs has significantly improved the level of collaborative innovation in the zones. Institutional innovation of PFTZs provides a high-quality institutional environment for market entities to develop collaborative innovation and improve the efficiency of the administrative review and approval, while the effective protection of intellectual property rights promotes the flow of key innovation factors, thereby enhancing the interoperability of market entities and the operational efficiency of the entire collaborative innovation network. This paper analyses the institutional dividends of the PFTZ strategy from a top-level design perspective that considers both openness and innovation.

Key words: pilot free trade zones (PFTZs), collaborative innovation network, spatial regression discontinuity, geographical identification of parks

JEL codes: F49, O31, P33

(截稿:2022年11月 责任编辑:王 徽)