

自贸试验区设立与城市创业活跃度提升

——影响机制与空间辐射效应的经验分析

刘娟, 耿晓林, 刘梦洁

(天津财经大学 经济学院, 天津 300222)

摘要: 本文以自贸区试点政策为研究对象, 基于2005—2019年全国282个城市面板数据, 运用双重差分法系统探究自贸区设立对城市创业活跃度提升的影响作用、中介路径及空间辐射效应。研究发现, 自贸区设立显著提升城市创业活跃度。机制研究表明, 自贸区设立主要通过创业动能提升、高水平开放和金融发展三条路径激励试点城市创业活跃度提升。空间辐射效应方面, 直接估计、间接估计以及两类空间计量模型回归结果均显示: 自贸区设立对周边城市创业活跃度提升具有显著的空间辐射效应, 自贸区试点城市“示范先行”“辐射带动”的政策效果得以验证。

关键词: 自贸试验区; 创业活跃度; 城市面板数据; 空间效应

[中图分类号] F720 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2022)06-0018-20

引言

新冠肺炎疫情席卷全球, 各国经济均遭受不同程度的重创。根据当前经济发展情况, 国务院做出“十四五”时期纵深推进大众创业万众创新的重要部署, 特别提出要深入推进创业以吸纳更多就业保障民生。一方面, 创业作为经济增长的内生动力, 对就业的带动作用尤为突出(叶文平等, 2018); 另一方面, 创业活动整体的蓬勃发展可以有效激发社会创造力和市场活力, 推动经济结构优化及从投资驱动向创新驱动的增长动能转换, 为新常态下中国经济高质量发展提供有力支撑(赵涛等, 2020)。当前国内外复杂形势下, 探究中国城市创业活力问题无疑对促进新常态下的高质量发展、增强中国经济发展创新力具有极其重要的现实意义。

[收稿日期] 2022-06-10

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“中国跨国企业东道国市场制度同构与制度创新策略选择及其实施效果研究”(71702121)

[作者简介] 刘娟(1979—), 女, 天津人, 天津财经大学经济学院教授, 经济学博士, 管理学博士后, 研究方向: 对外直接投资; 耿晓林(1998—), 女, 山西阳泉人, 天津财经大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 对外直接投资; 刘梦洁(1996—), 女, 天津人, 天津财经大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 对外直接投资

学界普遍认为创业活动的兴衰成败对政府相关政策极为敏感（朱红根和康兰媛，2013）。2013年上海自由贸易试验区（简称自贸区）正式成立是中国政府在新时期为全面深化改革，探索新路径和新模式而推进的又一项重要战略举措，自贸区设立作为新一轮制度创新的“排头兵”，在营商环境便利化、法制化（程波辉，2021），金融制度改革、金融服务实体经济效率改善（Yao和Whalley，2016），人力资源制度创新（唐擎和吴华，2019）等诸多方面有着积极的作用；自贸区借助制度创新与探索不仅呈现出明显的“制度红利”特征（殷华和高维和，2017），同时还产生积极的“溢出效应”：自贸区作为国内高水平开放的试验田，会产生显著的先进（前沿性）知识外溢效应（Li等，2020），有助于提升区域自主创新能力、提高企业技术水平（方云龙和刘佳鑫，2021），并为其所在城市注入强大的经济发展潜力（崔日明等，2021）。作为国内城市（区域）高水平对外开放与制度创新探索的试点政策，自贸区设立借助营造良好的外部制度环境产生的溢出效应，无疑会对所在区域（城市）创业活力产生积极作用。但如前所述，相较于现有文献对于自贸区设立（试点）政策效果的评估多集中于自贸区设立的直接效果，如贸易创造效应、金融领域开放创新、营商环境优化及对区域经济发展的整体性作用效果（胡艺等，2022），自贸区设立对所在城市地区创业活力影响的效果评估方面的研究鲜见。自贸区建设的核心特征是“先行先试”，探索可复制且能够有效推广的新发展模式。自2013年上海自贸区首次正式挂牌成立，截至2020年国内自贸区已扩容至21个省区市。在此期间，自贸区设立多点开花，逐渐形成点、线、面结合的高水平开放新格局，旨在激发中国经济高质量发展的强大内生动力。伴随国内自贸区建设的逐步深化，深入探究自贸区设立对所在地区创业发展的影响作用与机理，系统评估自贸区设立对激发地区经济发展内生动力（创业）的政策效果，具有重要的政策研究价值与实践意义。

鉴于自贸区试点城市设立初衷便是发挥试点城市“示范先行”“辐射带动”的积极作用，因而该政策实施的效果如何受到学者的广泛关注。现有经验分析中围绕自贸区设立产生的空间效应的相关研究结论大多以“辐射效应”为主，如自贸区设立在地区就业（曹翔等，2020）、区域经济发展质量提升（彭羽和杨作云，2020）、制度变迁（创新）辐射程度（赖庆晟和郭晓合，2015）等方面均呈现出显著性的辐射效应。也有学者针对内陆型自贸区的经验分析结果表明：内陆型自贸区中心城市对腹地城市的经济发展兼具“虹吸”效应和“辐射”效应，但整体而言，净效应仍表现为“辐射”效应，且伴随不同的腹地类型大致呈现出“倒U型”或“S型”分布特征（胡艺等，2022）。崔日明等（2021）基于274个城市层面的实证研究结果同样显示自贸区设立对地区经济增长影响的空间效应复杂性，即自贸区设立对周边城市经济增长的影响会随着与自贸区地理距离增加而表现出先“虹吸”、再“辐射”，而后再“虹吸”的趋势。对照上述实证结果，自贸区设立对周边城市创业活力提升会产生何种外部性，“虹吸”还是“辐射”？抑或者更为复杂的空间效应？成为本文重点关注的另一个核心问题。

鉴于创业活跃度常作为衡量一个国家（地区）创业活动积极程度的核心指标

(叶文平等, 2018), 本文将以城市层面的创业活跃度作为重点考察对象, 系统探究并评估自贸区设立对城市创业活跃度提升的影响及空间效应。本文的边际贡献主要包括: 其一, 选取自贸区试点城市制度创新溢出效应为切入点, 探究自贸区设立对城市创业活跃度提升的作用效果及影响路径, 有助于对现有自贸区设立政策效果评估内容的进一步拓展与完善。其二, 基于自贸区设立直接效果(高水平开放、金融发展)和整体效果(创新动能提升), 深入阐释并系统验证自贸区设立对城市创业活跃度提升的传导路径及效果, 为利用高水平对外开放促进国内经济高质量发展提供经验数据支持。其三, 为全面评估自贸区试点城市的“示范先行”“辐射带动”作用效果, 本文借助空间计量及地理经济学相关实证方法验证自贸区试点城市与周边地区间产生的经济集聚性特征及效果, 为自贸区扩容工作稳步开展及全国统一大市场构建提供参考。

一、理论基础与研究假说

(一) 自贸区设立与城市创业活跃度提升

自贸区设立对城市创业活跃度提升的影响路径主要包括: 自贸区政策赋能城市创业发展、高水平开放外部环境激励和金融发展资金保障扶持。

1. 自贸区政策赋能城市创业发展

自贸区试点政策作为国家在新时代推进改革开放的一项重要战略举措, 虽然并非直接促进地方创业发展, 但作为一项高水平开放的创新性政策, 自贸区试点城市设立仍会对地区创业发展提供强大动能, 并对城市创业活跃度提升产生积极的影响。首先, 自贸区试点城市建设旨在积极推进制度创新, 以更大力度谋划和推进地区经济高质量发展, 故此, 自贸区试点城市设立政策本身传递出的巨大政策利好会极大地激发创业主体的创业潜能与创业意愿(曾婧婧和温永林, 2021), 并能有效增加创业契机(朱红根和康兰媛, 2013)。其次, 创业者是否选择创业以及进入哪个行业进行创业受所在地区制度环境的严格约束(曾婧婧和温永林, 2021)。自贸区试点城市作为新一轮制度创新的“排头兵”和“试验田”, 可以较好地呈现制度驱动创业的动力机制(田毕飞等, 2018): 在营商环境便利优化、法制化(程波辉, 2021), 金融制度改革、金融服务实体经济效率改善(Yao和Whalley, 2016), 人力资源制度创新(唐擎和吴华, 2019)等诸多方面自贸区政策作用积极, 试点城市借助制度环境的优化与完善, 可以极大地降低企业运营与新企业开立的制度性成本, 进而有助于促进新企业的创立(Bruhn, 2011)及地区创业活跃度的显著提升(Welter和Smallbone, 2014)。再次, 自贸区试点城市设立会对创业主体创业意愿提升和创业契机获取提供持续的动力源。伴随自贸区试点城市建设的纵深发展及试点城市设立多点开花, 在探索与尝试制度创新优势的过程中, 自贸区建设的“制度红利”“改革红利”逐渐释放并凸显(殷华和高维和, 2017); 与之相应, 创业者对于外部信息反馈不断调整, 创业机会认知(识别)得以强化, 创业机会迭代机制得以形成(McMullen和Shepherd, 2006), 加之由此产生的“竞逐”效应

必然极大地激发创业主体持续参与创业活动的热情度，并进而对城市创业活跃度提升产生明显的激励作用。

2. 高水平开放外部环境激励

现有文献亦表明一国经贸领域的对外开放对本国创业发展具有积极影响作用。一方面，贸易开放通过消除壁垒、开放市场，为创业者提供大量创业契机（Colantone 和 Sleuwaegen, 2010），同时亦能有效地降低潜在创业者的创业成本（高同彪, 2014）；进出口贸易本身也会对技术创新及逆向技术溢出产生明显的激励作用（Coe 和 Helpman, 1995），加之参与国际市场的良性竞争效应都会在一定程度上激励企业家精神及潜在创业者的创业潜能（梁淑红等, 2021）。另一方面，FDI 则会通过先进管理知识与技能示范、前沿技术扩散、新兴市场创建等方式，借助示范效应、关联效应、人才流动效应等对东道国创业发展发挥激励作用（Pitelis 和 Teece, 2010），东道国良好的制度环境与 FDI 的互动更会对东道国创业发展起到叠加效应（Connolly 等, 2011）。而自贸区自设立之初，高水平开放就是自贸区的重要标志，也是自贸区建设的重要使命之一，各试点城市致力于通过一系列的制度创新与改革，突出对外开放的深度和广度。如投资管理制度改革降低了外资准入门槛，贸易监管制度改革使通关便利化、事中事后监管制度创新“备案制”“负面清单”等，旨在引领并带动区域经贸投资领域的高水平开放（殷华和高维和, 2017；康继军和郑维伟, 2021）。与世界市场高度联结的高水平开放环境会极大地便利创新资源及要素的流动，并借助学习效应、示范效应、竞争效应、关联效应等对地区创业活力提升产生积极影响。

3. 金融发展资金保障扶持

创业是一项投资大、风险高的活动，极易受到金融发展水平的制约。创业者在创业过程中的诸多环节均有不同程度的融资需求，完善的金融体系不仅能通过合理配置金融资源为创业者提供资金支持（Gilles, 1992），尤其是针对中小微创业型企业融资难、融资贵问题亦能给予有效的解决方案并提供帮助（谢绚丽等, 2018）；同时完备金融系统自身的筛选和保障机制还能对创业者有效分散风险、切实提升创业成功概率及创业能力（王世强和张金山, 2020）。相对而言，融资约束、金融抑制、金融排斥则会导致创业企业难以存活或创业质量低下（Welter 和 Smallbone, 2014），更会导致创业者创业意志消沉（江春和李安安, 2016），而不完善的金融系统则更成为阻碍潜在创业者创业参与和创业成功的重要因素（Meier 和 Pilgrim, 1994）。鉴于当前服务贸易领域开放仍是中国对外开放发展的重点，而作为衡量服务贸易开放度的重要指标之一，金融领域改革开放和制度创新在自贸区改革任务清单中具有重要的地位（裴长洪, 2015），各试点城市在金融领域创新规模、范围、区域特色及复制性等方面亦呈现出各自发展特色与效果（程翔等, 2019）。相关实证结果也表明，自贸区设立对试点区域金融制度改革（Yao 和 Whalley, 2016）、金融服务实体经济效率改善（巴曙松等, 2021）、金融市场与金融服务创新（程翔等, 2019）以及金融生态系统构建（倪斐和逯鑫赫, 2020）等方面均发挥着积极作用。鉴于金融创新对金融发展的内生驱动作用（荆林波, 2001），本文认为自贸

区设立有助于所在区域金融发展水平的整体提升,完善并强化对所属区域创业主体的金融保障体系与扶持力度,进而对城市创业活跃度提升产生激励作用。综上,本文提出如下假说:

假说1 自贸区设立有助于试点城市创业活跃度提升。

假说2 自贸区设立通过创业动能驱动、高水平开放和金融发展激励试点城市创业活跃度提升。

(二) 自贸区设立对城市创业活跃度提升的空间效应

自贸区设立对于城市创业活跃度提升具有明显的空间“辐射”效应。首先,自贸区试点城市设立初衷便是发挥试点城市“示范先行”“辐射带动”作用,这主要借助于制度创新举措可复制、可推广的学习示范效应得以形成(彭羽和杨作云,2020),而示范效应可以跨越地域行政边界得以拓展,在此过程中某些创新举措亦或得到进一步的深化或拓展,进而在邻近区域间形成空间集聚效应与辐射(空间溢出)效应(刘娟等,2020)。其次,创业活动本身是经济增长的内生性动力源,自贸区设立主要借助制度创新来激励创业者的创业意愿并提供创业契机,这是对潜在创业资源的激发与挖掘过程,并非针对现有经济资源要素的转移或分割(崔日明等,2021);相较于邻近区域间因资源局限竞争效应而呈现出的空间“挤出”或“虹吸”(Cuberes等,2019;刘娟,2019),自贸区设立对城市创业活跃度提升的空间效应仍以学习示范、制度创新驱动为主导,进而呈现出区域间的“辐射带动”效应。再次,伴随自贸区试点城市扩容,目前国内已由点到面,初步构建辐射全国的自贸区网络;但试点城市扩容并非简单复制,而是鼓励各地区结合自身发展条件及定位,走差异化发展路线,即各自贸区试点城市在探索制度创新过程中应呈现出明显的自身特色(程翔等,2019)。差异化发展有利于强化资源互补效应,避免重复建设浪费资源,一定程度上也会弱化区域间因资源转移或资源抢占而产生的竞争效应(Atkinson,2020),从而使得自贸区设立对城市创业活跃度提升的空间效应更多呈现出“辐射”特征。综上,本文提出如下假说。

假说3 自贸区设立对城市创业活跃度提升的空间效应表现为辐射效应。

二、研究设计

(一) 样本选取与模型构建

为识别自贸区设立对城市创业活跃度影响的政策效果,本文将自贸区试点城市设立作为一项准自然试验并构建双重差分(Difference-in-Difference, DID)模型。所选样本涵盖2005—2019年全国282个地级市,鉴于2018年及之后设立的自贸区缺乏足够长时间体现其政策效果,故此,仅将前三批设立自贸区的城市作为实验组,主要涉及沪、粤、津、闽、辽、浙、鄂、豫、川、渝、陕等省区市设立自贸试验区的城市;将2018年及之后新设自贸区城市与其他未设立自贸区城市一并作为控制组。鉴于自贸区设立时间并非同一年,政策实施存在时点差异,本文将构建多期双重差分模型,见式(1)。

首先,构建虚拟变量 $treat$ 和 $year$ 用以体现城市个体和政策实施年份的差异。 $treat$ 表示城市是否受自贸区设立的政策影响,将实验组所涉及城市赋值为“1”,其余控制组城市赋值为“0”; $year$ 表示自贸区政策实施时间,政策实施当年及之后的年份赋值为“1”,否则为“0”。据此,进一步生成虚拟变量交互项 $treat \times year$,表示自贸区政策实施为其所在城市创业活动带来的净效应。具体模型构建如下:

$$\ln enter_{it} = \alpha + \beta treat_i \times year_{it} + \delta X_{it} + \varphi_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标的 i 为城市;下标的 t 为年份; $\ln enter_{it}$ 为被解释变量:城市创业活跃度; $treat_i \times year_{it}$ 是核心解释变量, $treat_i \times year_{it} = 1$ 代表城市 i 在年份 t 是自贸区试点城市, $treat_i \times year_{it} = 0$ 则表示城市 i 在年份 t 未设立自贸区; X_{it} 为控制变量,包括产业结构、职工工资水平、科教水平、基础设施水平、财政自给率; φ_j 是省份固定效应, γ_t 是时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差项。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:城市创业活跃度

现有文献对创业活动的度量指标主要是基于区域新创企业数进行构建,通常会利用生态研究法、人口法以及劳动力市场法进行标准化处理,目的是为了消除区域差异的影响(曾婧婧和温永林,2021)。但上述三种方法仍存在局限性,如生态学法忽略了区域内企业规模的异质性(叶文平等,2018),人口法测度指标随年份波动较大,而基于城市层面的劳动力数据可得性和完整性亦有所局限(曾婧婧和温永林,2021)。鉴于此,本文借鉴毛文峰和陆军(2020)相关研究,采用北京大学公开发布的朗润龙信创新创业指数^①中一级指标“新建企业进入($\ln enter$)”来表示城市的创业活跃度(原有指标取对数),该指数的构建综合运用工商企业注册“全量”数据库的企业数据,涵盖所有规模、所有行业企业,采用大数据分析思维,因而能够较为科学合理地反映城市创业活跃度。

2. 核心解释变量:城市是否设立自贸区

根据国家颁布文件中自贸区城市试点和政策实施时间,构建反映政策实施效果的解释变量 $treat \times year$ 。

3. 控制变量

为了更加客观地反映自贸区设立对城市创业活跃度的影响,本文参考已有研究引入一系列控制变量。①产业结构(sc):第三产业从业人员数与第二产业从业人员数之比;②职工工资水平($\ln wage$):在岗职工平均工资额取对数;③科教水平($tech$):城市一般公共预算支出中教育支出和科学技术支出之和占城市GDP的比重;④基础设施水平($\ln infra$):城市中互联网接入用户数取对数;⑤财政自给率(fin):城市中一般公共预算中财政收入与财政支出之比。

^①北京大学国家发展研究院:朗润龙信创新创业指数。网址 <http://nsd.pku.edu.cn/xzyj/kyxm/lrlxcxzs/252907.htm>(访问时间:2022年5月26日)。

表1 变量描述性统计

变量名称	符号	测算方法	样本量	平均值	最小值	最大值
城市创业活跃度	<i>lnenter</i>	城市新建企业进入指数取对数	4 230	3.74	0.72	4.61
自贸区试点城市	<i>treat × year</i>	自贸区试点城市虚拟变量 (0, 1)	4 230	0.02	0	1
产业结构	<i>sc</i>	第三产业/第二产业从业人员数	4 230	1.52	0.18	21.28
职工工资水平	<i>lnwage</i>	在岗职工平均工资额取对数	4 230	10.51	8.51	12.68
科教水平	<i>tech</i>	(教育支出+科学技术支出)/城市GDP	4 230	3.32	0.13	16.22
基础设施水平	<i>lninfra</i>	互联网接入用户数取对数	4 230	3.63	-3.74	8.56
财政自给率	<i>fin</i>	财政收入/财政支出	4 230	47.40	2.56	154.13

(三) 数据来源

本文所用城市创业活跃度指数数据来源于北京大学开放研究数据平台^①，城市自身特征的控制变量数据来源于EPS全球统计数据库、《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》及各省市统计年鉴。剔除数据缺失严重样本，最终获得2005—2019年中国282个地级市城市面板数据^②。

三、实证结果分析

(一) 初始回归分析

1. 基准回归结果

基准模型回归结果如表2所示。表2列(1)表示未控制时间固定效应和省份固定效应，且没有加入控制变量的回归结果，列(2)为固定城市个体效应的FE模型，列(3)、列(4)为依次固定省份和时间(年份)效应的面板数据回归结果。四列回归结果均显示，核心解释变量估计系数显著为正；列(4)中其估计系数值为0.247，即在其他条件保持不变的情况下，自贸区设立后其所在城市创业活跃度平均提高24.7%，表明自贸区设立显著促进城市创业活跃度提升，本文假说1得以验证。

控制变量方面，基础设施水平(*lninfra*)与充足的地方财政供给(*fin*)均对城市创业活跃度提升具有激励作用；较高的在岗职工工资水平(*lnwage*)则对创业活跃度具有显著性的抑制作用；表2列(3)和列(4)结果也表明，若考虑到区域性整体效果，较高的服务业发展水平(*sc*)同样有利于激励创业发展，而科教水平则会对创业产生抑制作用，表明较高的科研支出可能会倾向于激励组织内的经济活动，进而对创业产生挤占效应。

^①北京大学开放研究数据平台。网址：<https://opendata.pku.edu.cn/>（访问时间：2022年5月26日）。

^②鉴于空间计量分析需要平衡面板数据，本文对所选城市面板数据中个别缺失值进行线性插值补全处理。

表2 基准模型回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnenter	lnenter	lnenter	lnenter
<i>treat</i> × <i>year</i>	0.720*** (11.35)	0.065** (2.06)	0.239*** (6.75)	0.247*** (6.11)
<i>sc</i>	—	-0.017*** (-3.37)	0.022*** (2.88)	0.016** (2.13)
ln <i>wage</i>	—	-0.160*** (-3.37)	-0.742*** (-18.54)	-0.128*** (-2.73)
<i>tech</i>	—	0.045*** (7.02)	-0.021*** (-2.83)	-0.018** (-2.36)
ln <i>infra</i>	—	0.078*** (7.98)	0.554*** (22.14)	0.588*** (21.58)
<i>fin</i>	—	0.003*** (32.76)	0.005*** (7.75)	0.000 (0.57)
省份固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	否	是
N	4 230	4 230	4 230	4 230
R ²	0.015	0.438	0.675	0.692

注：括号内数值为稳健t值，***、**和*分别表示估计数值在1%、5%和10%的水平上显著。下表同。

2. 同趋势检验

双重差分法估计是否有效的重要前提假设是需要满足平行趋势假定。因此，本文将式(1)中时间虚拟变量替换为试点城市自贸区政策实施前后(前10年-后3年)各年份虚拟变量，用以系统验证实验组和控制组的城市创业活跃度变化趋势是否存在显著差异；同时考虑到地区因素随时间变化的潜在影响，同趋势检验模型在原有省份、时间双重固定的基础上，加入省份-年份交互固定效应。同趋势检验结果如图1所示：自贸区设立前10年，实验组与控制组城市创业活跃度不存在显著差异，回归系数在0值附近波动，表明自贸区试点城市在自贸区设立之前和不含自贸区的城市符合趋势假定。自贸区设立后3年中，相较于控制组，实验组城市创业活跃度提升幅度明显增大，表明自贸区设立对试点城市创业活跃度提升的激励作用增强。

3. 动态效应检验

为了进一步验证自贸区设立的政策效果随着时间变化的动态效应，本文将式(1)中时间虚拟变量依次替换为试点城市自贸区政策实施后1年至后6年，回归结果如表3所示：自贸试验区设立后对城市创业活跃度提升呈现出显著的促进作用，且随时间推延回归系数逐渐增大，即自贸区设立后对城市创业活跃度的政策效应呈现显著的逐年增长趋势。

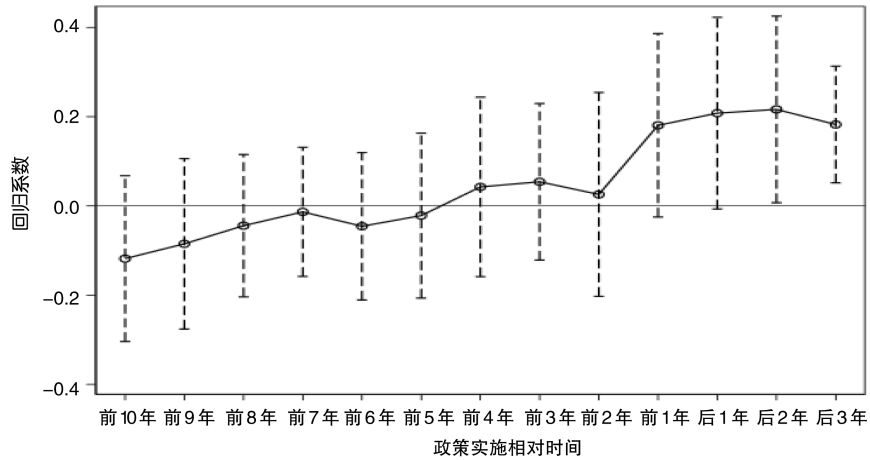


图1 同趋势检验图

表3 动态效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post_1$	0.185*** (2.60)	—	—	—	—	—
$treat \times post_2$	—	0.221*** (3.32)	—	—	—	—
$treat \times post_3$	—	—	0.313*** (3.83)	—	—	—
$treat \times post_4$	—	—	—	0.354*** (3.87)	—	—
$treat \times post_5$	—	—	—	—	0.621*** (6.22)	—
$treat \times post_6$	—	—	—	—	—	0.683*** (5.58)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	4 230	4 230	4 230	4 230	4 230	4 230
R ²	0.691	0.691	0.691	0.691	0.691	0.691

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

运用双重差分法识别政策效果会受到诸多潜在不可控因素的影响，进而造成估计偏误。为了确保所得结果的稳健性，本文利用随机构造实验组的方法进行安慰剂检验，即在全部样本中随机抽取一些城市作为虚拟实验组，选取城市个数与原实验

组所涉及的自贸区城市个数相同，然后随机赋予每个虚拟实验组中的城市一个年份作为自贸区设立的时间，将此处理过程反复进行500次作为安慰剂检验，得到500个 $treat \times year$ 的估计系数值和P值，若估计系数的峰值在零点附近，P值大部分大于0.1，则说明随机构造的实验组在虚拟政策实施后与控制组并无显著差异，即可以排除其他潜在的不可控因素对实证结果的干扰。

估计结果的分布图如图2所示： $treat \times year$ 回归系数并未显著偏离零点，且绝大部分P值大于0.1，未通过显著性检验；这表明其他潜在的不可控因素不足以推动城市创业活跃度的提升，自贸区设立仍是提高城市创业活跃度的重要力量，印证本文基准回归结果的稳健性。

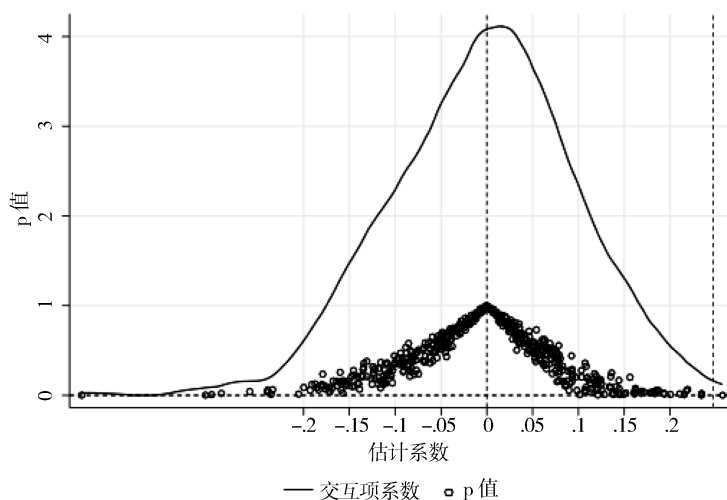


图2 安慰剂检验图

2. PSM-DID

自贸区设立城市与其他城市个体特征存在一定的差异性，为了缓解由实验组和控制组个体差异和样本选择偏差带来的估计偏误和内生性等问题，本文进一步将倾向性得分匹配（Propensity Score Matching, PSM）与双重差分法相结合进行稳健性检验。首先，选取产业结构、职工工资水平、科教水平、基础设施水平和财政自给率作为匹配变量，采用半径匹配进行倾向性得分匹配。倾向性得分匹配的平衡检验结果如表4所示，匹配后各变量标准偏差降低程度均高于90%，实验组和控制组个体特征不再具有明显差异，且均通过了T检验，表明匹配效果良好。在此基础上匹配后样本的DID回归结果如表5所示：列（1）至列（4）中 $treat \times year$ 回归系数均在1%显著性水平上显著为正，再次印证自贸区设立有助于提升城市创业活跃度。列（5）至列（8）表明1:2近邻匹配^①后的回归结果依然稳健。

^①限于篇幅，1:2近邻匹配的平衡性检验结果留存备案。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

表4 协变量平衡性检验结果

项目	系数	样本	均值		%标准偏差	%标准偏差 降低程度	T检验	
			处理组	控制组			T统计量	伴随概率
<i>sc</i>	0.078 (0.86)	匹配前	1.154	1.548	-43.3	99.5	-5.67	0.000
		匹配后	1.149	1.147	0.2		0.04	0.972
<i>lnwage</i>	-1.120*** (-5.61)	匹配前	10.720	10.498	40.7	90.2	6.85	0.000
		匹配后	10.716	10.694	4.0		0.48	0.630
<i>tech</i>	-0.365*** (-3.89)	匹配前	2.509	3.381	-61.3	97.4	-8.26	0.000
		匹配后	2.503	2.525	-1.6		0.29	0.769
<i>lninfra</i>	1.427*** (14.10)	匹配前	4.929	3.529	122.4	98.6	20.45	0.000
		匹配后	4.839	4.819	1.7		0.23	0.818
<i>fin</i>	0.012*** (2.98)	匹配前	69.653	45.700	115.5	97.2	18.12	0.000
		匹配后	69.051	69.713	-3.2		-0.37	0.714

表5 PSM-DID 检验结果

项目	半径匹配				1:2 近邻匹配			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>lnenter</i>	<i>lnenter</i>	<i>lnenter</i>	<i>lnenter</i>	<i>lnenter</i>	<i>lnenter</i>	<i>lnenter</i>	<i>lnenter</i>
<i>treat × year</i>	0.427*** (7.85)	0.097** (2.07)	0.276*** (9.44)	0.248*** (8.04)	0.153*** (3.61)	0.122*** (3.39)	0.181*** (4.72)	0.154*** (3.88)
控制变量	否	是	是	是	否	是	是	是
省份固定效应	否	否	是	是	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	否	是	否	否	否	是
N	3 111	3 111	3 111	3 111	678	678	678	678
R ²	0.016	0.454	0.565	0.599	0.031	0.503	0.574	0.598

3. 不同自贸区类型的比较

为了进一步验证不同类型自贸区试点城市对创业活跃度提升是否同样具有激励效应,本文逐一考察三批次自贸区试点城市的创业活跃度提升效果,如表6的列(1)至列(3)所示,三批次自贸区设立均显著提升城市创业活跃度;但随着批次的增加,自贸区政策对城市创业的激励效应呈递减趋势(系数值降低)。依据自贸区试点城市地域特征,考察沿海型自贸区与内陆型自贸区的城市创业效应。列(4)和列(5)结果显示,尽管两种类型的自贸区均具有城市创业激励效应,但沿海型自贸区试点城市对创业活跃度提升的作用效果及显著性均高于内陆型自贸区城市。一方面,沿海型自贸区处于发达地区,创业资源环境、禀赋条件均优于内陆型自贸区;另一方面,内陆型自贸区为第三批次试点,政策实施时间较短,对城市创业的激励效应可能存在一定的时滞性。整体而言,表6中结果表明不同类型的自贸区试点城市均对创业活跃度提升具有显著的激励作用。

表6 基于自贸区类型的稳健性检验结果

项目	按批次划分			按地区划分	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	第一批次	第二批次	第三批次	沿海型自贸区	内陆型自贸区
$treat \times year$	1.072 ^{***} (5.54)	0.196 ^{***} (2.79)	0.183 ^{***} (3.91)	0.341 ^{***} (5.77)	0.089 [*] (1.84)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	3 945	4 020	4 125	4 080	4 080
R ²	0.689	0.689	0.692	0.688	0.693

4. 其他稳健性检验

一是替换被解释变量。鉴于吸引外来投资在一定程度上也能反映城市创业活跃度，本文选取朗润龙信创新创业指数中的“吸引外来投资 ($lninvest$)”和原被解释变量“新建企业进入 ($lnenter$)”的均值 ($lnicy$) 作为城市创业活跃度的替换变量进行稳健性检验。检验结果如表7所示，列(1)和列(2)中，核心解释变量估计系数在1%统计水平上依然显著。二是更换样本。鉴于自贸区试点城市中部分城市与国家级创新新区城市有所重合，为了排除其他相关政策的干扰，本文将自贸区试点城市中与国家级创新新区重合城市(天津、大连、上海、舟山、福州、广州、重庆、成都和西安)予以剔除，并重新进行回归。列(3)至列(5)为更换样本

表7 替换变量及替换样本回归结果

项目	替换被解释变量		替换样本			排除其他遗漏变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$lninvest$	$lnicy$	$lnenter$	$lninvest$	$lnicy$	$lnenter$	$lnenter$	$lnenter$	$lnenter$
$treat \times year$	0.331 ^{***} (4.25)	0.266 ^{***} (3.94)	0.217 ^{**} (2.42)	0.343 ^{***} (3.36)	0.256 ^{***} (2.99)	0.228 ^{***} (5.59)	0.269 ^{***} (4.91)	0.346 ^{***} (5.81)	0.318 ^{***} (4.33)
$lnpopu$	—	—	—	—	—	0.044 ^{***} (2.74)	—	—	0.039 ^{**} (2.15)
$lnhosp$	—	—	—	—	—	—	0.065 ^{***} (5.23)	—	0.046 ^{**} (2.53)
$lnlibr$	—	—	—	—	—	—	—	0.023 ^{***} (3.39)	0.002 (0.21)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4 230	4 230	4 095	4 095	4 095	4 230	3 408	3 549	3 295
R ²	0.541	0.678	0.689	0.533	0.673	0.693	0.689	0.698	0.694

后的回归结果,核心解释变量 $treat \times year$ 系数依然显著,再次印证基准回归结果的稳健性。三是排除其他遗漏变量影响。鉴于城市人口及公共设施的规模效应亦会对城市创业活跃度提升产生激励作用,为排除上述因素可能对基准模型回归结果的干扰,本文在基准模型控制变量中依次添加城市人口密度 ($lnpopu$)、医院卫生院床位数 ($lnhosp$) 和公共图书馆总藏量 ($lnlibr$) 作为城市人口规模及公共设施规模的代理变量(三变量均取对数)。表7列(6)至列(9)回归结果显示,考虑城市层面规模效应因素后核心解释变量估计结果依然稳健。

(三) 影响路径检验

在系统验证自贸区设立对城市创业活跃度提升具有显著正向影响的基础上,本文进一步检验假说2,即自贸区设立对城市创业活跃度提升的中介路径。鉴于逐步法验证中介效应时产生的内生性问题,本文采用江艇(2022)的方法,仅验证核心解释变量对中介变量(M)的作用关系。

$$M_{it} = \alpha + \beta treat_{it} \times year_{it} + \delta X_{it} + \varphi_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, M 为中介变量,其余变量含义与式(1)一致。鉴于数据获取的可得性及完备性,本文中介变量的选取主要采取代理变量形式,指标选取说明如下:①创业动能。将基于两维度对城市层面创业动能选取代理变量进行测度^①:其一,鉴于创新创业具有天然的内在关联性(毛文峰和陆军,2020),选取与创新相关的两个指标发明专利授权数(pat)和商标授权数($brand$)作为创业动能的代理变量。其二,鉴于风险投资引入与高效率创业的显著正向关联性(吉云,2021),选取风险投资引进指数($vcpe$)作为创业动能的另一代理变量。②高水平开放。选取城市层面进出口贸易额($trade$)^②、实际利用外资额(FDI_{amount})及外企总产值(FDI_{value})^③作为城市高水平开放的代理变量(相关变量取对数)。③金融发展。借鉴谢漾和洪正(2022)、姚璐和王书华(2022)的做法,从金融发展规模($fina$)^④和金融集聚性(agg_{it}^1 和 agg_{it}^2)^⑤两个维度测度城市层面的金融发展水平。

①创业动能相关测度指标数据均源于北京大学朗润龙信创新创业指数中的二级指标数据。

②2005—2016年城市进出口数据源于海关数据库(基于进出口目的地所在地级市对企业贸易数据进行加总);2017—2019年城市进出口数据源于《中国城市统计年鉴》,相关数据进行合并处理。

③实际利用外资额及外企总产值相关数据源于《中国城市统计年鉴》。

④金融规模用城市年末金融机构各项贷款余额取其对数表示,相关数据源于《中国城市统计年鉴》。

⑤金融集聚性采用两种方法进行测度:其一,借鉴姚璐和王书华(2022)做法,通过区位熵指标来测度金融集聚,具体计算如下: $agg_{it}^1 = (\frac{finance_{it}}{Gdp_{it}}) / (\frac{finance_t}{Gdp_t})$,其中, agg_{it}^1 表示城市*i*在第*t*年的金融集聚水平, $finance_{it}$ 表示城市*i*在第*t*年金融机构年末各项存款和贷款余额, $finance_t$ 表示所有城市在第*t*年金融机构年末各项存款和贷款余额总和, Gdp_{it} 表示第*i*个城市在第*t*年的地区生产总值, Gdp_t 表示所有城市在第*t*年的地区生产总值总和。其二,借鉴谢漾和洪正(2022)做法,利用区位熵和因子分析法,将各城市所拥有的相关金融资源占全国的比重通过加权得出该城市群的金融集聚度: $agg_{it}^2 = (\frac{finance_{it}}{finance_t}) \times 0.5 + employ_{it} \times 0.5$,此式中, agg_{it}^2 表示城市*i*在第*t*年的金融集聚水平, $employ_{it}$ 表示城市*i*在*t*年的金融从业人数。相关数据均源于《中国城市统计年鉴》。

影响路径检验结果参见表8。三个作用机制下的9组中介变量回归结果均显著为正,除发明专利授权数仅在10%水平上通过显著性检验、金融集聚性(agg^1)仅在5%水平上通过显著性检验外,其余7个中介变量均在1%水平上通过显著性检验。表明自贸区设立通过创业动能提升、高水平开放及金融发展进而对城市创业活跃度提升产生激励作用。假说2得以验证。

表8 影响路径检验结果

项目	创业动能提升			高水平开放			金融发展		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>pat</i>	<i>brand</i>	<i>vcpe</i>	<i>trade</i>	<i>FDI_{amount}</i>	<i>FDI_{value}</i>	<i>fin</i>	<i>agg¹</i>	<i>agg²</i>
<i>treat</i> × <i>year</i>	0.112* (1.73)	0.190*** (2.80)	0.298*** (3.11)	0.615*** (3.17)	0.993*** (5.90)	0.892*** (5.27)	0.655*** (6.74)	0.197** (2.22)	1.844*** (3.26)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4 230	4 230	4 230	4 158	4 186	4 127	4 230	4 230	4 230
R ²	0.521	0.640	0.294	0.589	0.588	0.668	0.902	0.456	0.036

四、进一步讨论：空间辐射效应检验

为了进一步验证假说3,本文重新构建回归方程对自贸区设立对城市创业活跃度提升的空间辐射效应进行系统性检验。

(一) 以自贸区邻近城市为考察对象

借鉴蒋灵多等(2021)做法,构建式(3)考察自贸区设立对邻近城市创业活跃度的影响。首先剔除设立自贸区试点城市样本,然后将设立自贸区城市周边200公里之内的城市作为新的研究对象;利用双重差分法重新进行回归,用以检验自贸区试点城市的邻近城市与其他城市的创业活跃度是否存在显著差异。

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1 neighbor_city_{it} + \delta X_{it} + \varphi_j + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $neighbor_city_{it}$ 是虚拟变量,表示城市*i*在第*t*年是否为自贸区试点城市的邻近城市:若城市*i*在年份*t*在其200公里之内有城市设立了自贸区,则赋值为“1”,否则赋值为“0”。其余变量含义与式(1)一致。若回归系数 β_1 显著为正,则表明自贸区邻近城市的创业活跃度显著高于非邻近城市,自贸区设立会为其邻近城市的创业活跃度提升带来辐射效应。估计结果如表9中列(1)所示, β_1 系数在1%水平上显著为正:即自贸区邻近城市的创业活跃度显著高于其他(非邻近)城市,表明自贸区试点城市设立对周边邻近城市创业活跃度提升存在辐射效应,假说3成立。

(二) 以自贸区试点城市为考察对象

空间辐射效应的另一种检验方法是借鉴曹翔等(2020)的研究方法进行间接估计,根据自贸区试点城市与非自贸区城市的不同地理距离范围,将非自贸区城市划分为不同的控制组再进行DID回归分析。具体做法:将距离自贸区试点城市100公里之内、100~200公里、200公里之外的非自贸区城市划分为三组控制组,而自贸区试点城市依旧作为实验组分别与三组控制组进行回归。回归结果如表9的列(2)至列(4)所示:列(2)核心解释变量系数不显著,表明自贸区试点城市的创业活跃度与距其100公里之内的城市并无显著差异,间接印证自贸区设立会对周边(100公里以内)城市创业活跃度提升产生辐射作用。列(3)和列(4)的核心解释变量系数显著为正,表明在100公里之外非自贸区城市与自贸区城市创业活跃度已存在明显差异,且随着地理距离的扩大,核心解释变量系数值明显增大(由0.219增至0.292)。这表明自贸区设立显著提高了其所在城市的创业活跃度,自贸区设立后,距其100公里之内的城市创业活跃度也显著提升,自贸区设立会为周边城市创业活跃度的提高带来辐射效应;但伴随试点城市与非试点城市地理距离的扩大,两者间城市创业活跃度差距拉大,表明自贸区设立对周边城市创业活跃度提升的辐射效应范围较小。简言之,表9列(2)至列(4)回归结果可间接印证自贸区试点城市设立对周边邻近城市创业活跃度提升存在辐射效应。

表9 自贸区设立对城市创业活跃度提升的空间辐射效应检验结果

项目	邻近城市为考察对象	试点城市为考察对象		
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnenter</i>	<i>lnenter</i> (0~100公里)	<i>lnenter</i> (100~200公里)	<i>lnenter</i> (200公里以外)
<i>neighbor_city_{it}</i>	0.090 ^{***} (2.64)	—	—	—
<i>treat × year</i>	—	0.110 (1.39)	0.219 ^{***} (3.42)	0.292 ^{***} (3.73)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	3 930	1 065	1 845	1 920
R ²	0.689	0.719	0.712	0.782

(三) 空间计量模型回归结果

为了进一步验证自贸区设立对城市创业活跃度提升的空间效应,本文构建空间滞后模型(Spatial Autoregressive Model, SAR)和空间误差模型(Spatial Error Mod-

el, SEM)。SAR模型如式(4)所示： W 为城市层面的空间权重矩阵^①， ρ 为空间滞后系数，用以测度邻近城市创业活跃度的加权和特定城市*i*创业活跃度的影响程度， $\rho > 0$ 表示空间正向关联，可用以验证空间溢出或辐射效应； $\rho < 0$ 表示空间负向关联，可用以验证空间挤出或虹吸效应。鉴于空间依赖性也可能通过误差项来体现，为了验证变量间的空间关联性是否存在误差项影响，本文构建空间误差模型如式(5)所示： λ 为空间误差系数， W 为城市层面的空间权重矩阵， θ_i 为城市固定效应，其他变量含义同式(1)。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \rho \cdot W \cdot Y_{it} + \beta_0 \text{treat}_{it} \times \text{year}_{it} + \delta_0 X_{it} + \theta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \text{treat}_{it} \times \text{year}_{it} + \delta_1 X_{it} + \theta_i + \gamma_t + \lambda \cdot W \cdot \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

空间计量模型回归结果参见表10。表10中两种空间权重矩阵下的两组空间计量模型回归结果均显示，自贸区设立对城市创业活跃度提升存在显著性的空间辐射效应（空间系数 ρ 或 λ 值在1%水平上均显著为正）；且 W^1 矩阵下的空间系数值均

表10 空间计量模型回归结果

项目	地理距离矩阵 (W^1)		0-1 邻接矩阵 (W^2)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	SAR	SEM	SAR	SEM
<i>treat</i> × <i>year</i>	0.055 ** (2.02)	0.064 ** (2.21)	0.076 *** (2.58)	0.072 *** (2.59)
ρ	2.602 *** (69.63)	—	0.408 *** (25.70)	—
λ	—	0.945 *** (51.29)	—	0.412 *** (25.21)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
N	4 230	4 230	4 230	4 230
R ²	0.305 3	0.334 0	0.353 5	0.289 7
<i>LM</i>	536.207 ***	579.534 ***	490.411 ***	356.595 ***
<i>Robust LM</i>	138.028 ***	181.536 ***	332.912 ***	199.097 ***
<i>Log_l</i>	836.404 9	622.489 2	714.504 7	698.206 1

①鉴于本文对于自贸区设立空间辐射效应的关注仅聚焦于周边城市，即地理邻接（近），故此在空间权重矩阵构造方面暂不考虑经济距离因素。本文采用两种方法构建空间权重矩阵 W ，方法一： $W^1 = W_{ij}^1 = \frac{1}{d_{ij}}$ ，以两城市地理距离的倒数作为空间权重，并进行标准化处理；方法二： $W^2 = W_{ij}^2$ ，以两城市是否邻接（0, 1）构建空间权重矩阵。

高于 W^2 下（如 SAR 中 ρ 值 2.602 高于 0.408）。即地理距离越接近的城市间自贸区设立对其创业活跃度提升的辐射作用越明显，自贸区试点城市制度创新的学习效应、示范效应在邻近城市间也更易于展开及扩散。简言之，自贸区试点城市“示范先行”“辐射带动”的积极作用得到本文经验数据的支持，假说 3 再次得以验证。

五、结论与启示

本文利用 2005—2019 年全国 282 个城市面板数据，运用双重差分法（DID）探究了自贸区设立对城市创业活跃度提升的影响、中介路径及空间辐射效应。实证结果表明：其一，自贸区设立对试点城市创业活跃度提升具有显著的激励作用；随机构造虚拟实验组和试点政策实施年份后的安慰剂检验结果、借助倾向性得分匹配法重新匹配样本后的 DID 回归结果、不同自贸区类型检验、替换相关变量、样本及考虑可能遗漏变量后的回归结果依然稳健。其二，自贸区设立主要通过创业动能驱动、高水平开放和金融发展三条中介路径激励试点城市创业活跃度提升。其三，自贸区设立对周边城市创业活跃度提升存在显著的空间辐射带动效应。无论是以自贸区邻近城市为考察对象的直接估计，还是以自贸区试点城市为考察对象的间接估计以及构建两类空间计量模型（SAR 和 SEM）的回归结果均显示自贸区设立对城市创业活跃度提升具有显著的空间辐射效应；且地理距离越接近，自贸区设立对其创业活跃度提升的辐射作用越明显。

本文研究结论具有的政策启示。其一，在复制推广自贸区建设经验的过程中须因地制宜地将制度创新与本地实际相结合；注重区域统筹协调发展，强化自贸区设立城市与周边区域联动发展，打破城市群之间存在的市场分割和要素流动壁垒，促进自贸区城市与周边城市创新创业资源共享和要素自由流动，为国内统一大市场构建奠定重要基础。其二，须持续优化金融结构，强化金融制度改革。创业成功在很大程度上依赖于金融支持，如何有效缓解融资难题、减少制度性障碍是自贸区制度创新带动创业效应的关键之一。积极利用人工智能、5G、区块链等新兴数字技术推动金融领域发展现代化、便利化，为地区城市创业发展注入新动能。其三，建立健全自贸区高水平开放制度体系，提升自贸区对外开放水平。继续推进政府审批制度改革、减少（取消）部分审批程序，合理缩减外资准入负面清单，促进贸易自由化与投资便利化。与国际经贸规则积极接轨，实现人才、资本、技术等创新创业要素自由流动，完善国际化人才引进制度和激励保障措施，吸引境内外优质创新创业要素资源在当地得到高效优化配置，充分发挥高水平开放条件下对本地创业发展的激励作用。其四，激发（潜在）创业者的创业激情与活力。借助制度创新红利，提升资本、劳动力等内部驱动力；构建良好宜商的制度环境，激发创业者的创业激情，挖掘民间创业潜能。地方政府积极搭建孵化平台，优先孵化优质中小企业创业发展，吸引更多优质风险投资赋能城市创业发展，带动城市经济活跃度的整体提升。

[参考文献]

- [1]巴曙松,柴宏蕊,方云龙,等.自由贸易试验区设立提高了金融服务实体经济效率吗:来自沪津粤闽四大自贸区的经验证据[J].世界经济研究,2021(12):3-21+132.
- [2]曹翔,张双龙,余升国.自贸试验区的就业效应:虹吸还是辐射[J].当代财经,2020(11):3-14.
- [3]程波辉.政府职能转变视域下自贸区营商环境评估——以A自贸区企业满意度测量为中心[J].理论探讨,2021(5):138-144.
- [4]程翔,杨宜,张峰.中国自贸区金融改革与创新的实践研究——基于四大自贸区的金融创新案例[J].经济体制改革,2019(3):12-17.
- [5]崔日明,陈永胜,李丹.自贸试验区设立与区域经济增长:基于动力机制与空间带动效应的研究[J].国际贸易问题,2021(11):1-20.
- [6]方云龙,刘佳鑫.自由贸易试验区设立能促进企业创新吗——来自创业板上市公司的经验证据[J].国际金融研究,2021(9):25-33.
- [7]高同彪.基于市场化程度视角的中国民营企业创业的区域性差异研究[J].社会科学战线,2014(4):246-248.
- [8]胡艺,张义坤,刘凯.内陆型自贸区的经济外部性:“辐射效应”还是“虹吸效应”[J].世界经济研究,2022(2):54-72+135.
- [9]吉云.风险投资进入能提升创业型企业的创新绩效吗[J].科学学与科学技术管理,2021,42(5):32-50.
- [10]江春,李安安.法治、金融发展与企业家精神[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2016(2):90-97.
- [11]蒋灵多,陆毅,张国峰.自由贸易试验区建设与中国出口行为[J].中国工业经济,2021(8):75-93.
- [12]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [13]荆林波.金融创新与金融发展——《中国金融创新与发展研究》评介[J].财贸经济,2001(10):80-81.
- [14]康继军,郑维伟.中国内陆型自贸区的贸易创造效应:扩大进口还是刺激出口[J].国际贸易问题,2021(2):16-31.
- [15]赖庆晟,郭晓合.上海自贸区扩容强化制度变迁辐射能力研究[J].技术经济与管理研究,2015(12):127-131.
- [16]梁淑红,曹晓彤,盛玉雪.贸易开放与东盟企业家精神——基于GEM数据的实证研究[J].广西大学学报(哲学社会科学版),2021,43(5):108-114.
- [17]刘娟.东道国特征对中国OFDI影响的空间邻近效应——基于“一带一路”沿线国家的经验数据分析[J].经济经纬,2019,36(1):56-63.
- [18]刘娟,陈敏,曹杰.OFDI如何影响母国创业:抑制剂还是助推器[J].世界经济研究,2020(7):105-119+137.
- [19]毛文峰,陆军.土地要素错配如何影响中国的城市创新创业质量——来自地级市城市层面的经验证据[J].产业经济研究,2020(3):17-29+126.
- [20]倪斐,逯鑫赫.自贸区金融生态的法律营造与再生——以可复制、可推广原则为中心[J].中国矿业大学学报(社会科学版),2020,22(1):41-50.
- [21]裴长洪.中国自贸试验区金融改革进展与前瞻[J].金融论坛,2015,20(8):3-8+26.
- [22]彭羽,杨作云.自贸试验区建设带来区域辐射效应了吗——基于长三角、珠三角和京津冀地区的实证研究[J].国际贸易问题,2020(9):65-80.
- [23]唐擎,吴华.我国自贸试验区人力资源制度创新的方向与举措[J].国际贸易,2019(3):43-49.
- [24]田毕飞,梅小芳,杜雍,等.外商直接投资对东道国国际创业的影响:制度环境视角[J].中国工业经济,2018(5):43-61.

- [25]王世强,张金山.金融发展水平对区域创新创业能力提升的影响研究[J].经济纵横,2020(12):109-117.
- [26]谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018(4):1557-1580.
- [27]谢漾,洪正.城市群兴起的金融集聚效应与影响机制[J].当代财经,2022(2):66-78.
- [28]姚璐,王书华.金融集聚与区域经济增长的交互影响及空间溢出效应——基于空间面板联立方程的实证研究[J].统计学报,2022,3(1):27-39.
- [29]叶文平,李新春,陈强远.流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据[J].经济研究,2018(6):159-172.
- [30]殷华,高维和.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[J].财经研究,2017,43(2):48-59.
- [31]曾婧婧,温永林.政府创业政策对城市创业的影响及其作用机制——基于国家创业型城市的准自然实验[J].经济管理,2021,43(4):55-70.
- [32]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10):65-76.
- [33]朱红根,康兰媛.金融环境、政策支持与农民创业意愿[J].中国农村观察,2013(5):24-33.
- [34]ATKINSON R D. Innovation Drag: China's Economic Impact on Developed Nations[J]. Information Technology & Innovation Foundation, 2020(1): 1-26.
- [35]BRUHN M. License to Sell: The Effect of Business Registration Reform on Entrepreneurial Activity in Mexico[J]. Review of Economics and Statistics, 2011(1): 382-386.
- [36]COE D T, HELPMAN E. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859-887.
- [37]COLANTONE I, SLEUWAEGEN L. International Trade, Exit and Entry: A Cross-country and Industry Analysis[J]. Journal of International Business Studies, 2010, 41(7): 1240-1257.
- [38]CONNELLY B L, CERTO S T, IRELAND R D, et al. Signaling Theory: A Review and Assessment[J]. Journal of Management, 2011, 37(1): 39-67.
- [39]CUBERES D, DESMET K, RAPPAPORT J. Urban Growth Shadows[R]. Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper, 2019.
- [40]GILLES, SAINT-PAUL. Technological Choice, Financial Markets and Economic Development[J]. European Economic Review, 1992(4): 763-781.
- [41]LI H, CHEN J, WAN Z, et al. Spatial Evaluation of Knowledge Spillover Benefits in China's Free Trade Zone Provinces and Cities[J]. Growth and Change, 2020, 51(3): 1158-1181.
- [42]MCMULLEN J S, SHEPHERD D A. Entrepreneurial Action and the Role of Uncertainty in the Theory of the Entrepreneur[J]. The Academy of Management Review, 2006, 31(1): 132-152.
- [43]MEIER R, PILGRIM M. Policy-induced Constraints on Small Enterprise Development in Asian Developing Countries[J]. Small Enterprise Development, 1994, 5(2): 32-38.
- [44]PITELIS C N, TEECE D J. Cross-border Market Co-creation, Dynamic Capabilities and the Entrepreneurial Theory of the Multinational Enterprise[J]. Industrial and Corporate Change, 2010, 19(4): 1247-1270.
- [45]WELTER F, SMALLBONE D. Institutional Perspectives on Entrepreneurial Behavior in Challenging Environments[J]. Journal of Small Business Management, 2014(2): 35-50.
- [46]YAO D, WHALLEY J. The China (Shanghai) Pilot Free Trade Zone: Background, Developments and Preliminary Assessment of Initial Impacts[J]. The World Economy, 2016, 39(1): 2-15.

Pilot Free Trade Zone Establishment and City Entrepreneurship
Activity Increasing
—An Empirical Study Based on Mechanism and Spatial
Radiation Effect

LIU Juan, GENG Xiaolin, LIU Mengjie

(School of Economics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222)

Abstract: Based on the panel data of 282 cities in China from 2005 to 2019, this paper took the pilot policy of the Free Trade Zone (FTZ) as the research object, and employed a DID framework to systematically explore the impact, mediating path and spatial radiation effect of the establishment of FTZ on the increase of city's entrepreneurship activity. The results show that the establishment of FTZ significantly improved the urban entrepreneurship activity. The mechanism studies have shown that the establishment of FTZ mainly encourages the increase of entrepreneurship activity in the pilot cities through three paths: the promotion of entrepreneurial momentum, high-level opening-up and financial development. In terms of spatial radiation effect, the regression results of direct estimation, indirect estimation and two types of spatial econometric models (SAR and SEM) all show that the establishment of FTZ has a significant spatial radiation effect on the improvement of entrepreneurship activity in surrounding cities. The policy effect of "demonstration first" and "radiation driving" in pilot cities of the FTZ has been verified.

Keywords: Free Trade Zone (FTZ); Entrepreneurship Activity; Urban Panel Data; Spatial Effect

(责任编辑 武 齐)